VOL. XXII N° 2 MARS-AVRIL 1943

LA REVUE AGRICOLE

DE

L'ILE MAURICE

RÉDACTEUR : P. O. WIEHE

SOMMAIRE

		PAGE
Nécrologie : Henri d'Argent		46
Notes et Commentaires		47
Un Système Radical Contre les Engorgements du Coupe-Cannes	G. MASSON ...	49
A Review of Modern Practical Methods of Analysis in Statistics	M. HERCHENRODER..	51
La Pluie en 1942	M. KŒNIG ...	69
Le Cyclone de Février 1943	M. HERCHENRODER..	70
Dosage de l'Humidité dans le Maïs	...	72
Le Jardin en Mai et Juin	...	74
Revue des Publications Techniques	...	76
Société des Chimistes	...	80
Chambre d'Agriculture. Réunion du 3 Février 1943...	...	85
Statistiques :		
1. Météorologie	...	89
2. Final Compilation 1942 Sugar Crop ...	...	90
3. Cost of Living	...	91
4. Marché des Grains et Engrais ...	...	92
5. Tableau Synoptique Coupe 1942		

MAURICE

—

THE GENERAL PRINTING & STATIONERY COMPANY LIMITED

T. ESCLAPON—Administrateur

23. RUE SIR WILLIAM NEWTON

—

1943

Comité de Direction

Délégués de la Société des Chimistes :

MM. E. LAGESSE
A. LECLÉZIO (Trésorier)
V. OLIVIER (Secrétaire)
A. WIEHE

Délégués de la Chambre d'Agriculture :

MM. J. DOGER DE SPÉVILLE (Président)
H. LINCOLN

Délégué de la Société des Éleveurs :

HON. T. MALLAC

Délégué du Département d'Agriculture :

HON. G. E. BODKIN

Rédacteur :

M. P. O. WIEHE

Les manuscrits devront parvenir au Rédacteur M. P. O. WIEHE, Floréal, au moins deux mois avant la date de publication.

Lorsque les articles seront accompagnés de schémas, ceux-ci devront être du même format que la revue (24 x 17 cms.) ou occupant une page ne pouvant être pliée que dans un sens seulement.

ABONNEMENT:

ILE MAURICE . . . Rs. 12 PAR AN

ÉTRANGER . . . . 15 „ „

ERRATA

—

Vol. XXII, No. 1, page 43

lire ... Rose Belle 10,100 *au lieu de* 9,800.

Vol. XXII, No. 2, page 57, § 3, ligne 4,

lire ... 2 $\overline{M}$ *au lieu de* $\bar{2}$ M.

page 58, § 4,

lire ... $\frac{(\Sigma x + \Sigma y + \Sigma z)^2}{l + m + n}$ *au lieu de* $\frac{(\Sigma x + \Sigma y + \Sigma z^2)}{l + m + n}$

page 61, § 5,

lire ... $n \left\{ (\bar{x} - \overline{M})^2 \ldots\ldots \right\}$ *au lieu de* $n \left\{ (\bar{x} - \overline{M}^2) \ldots\ldots \right\}$.

Henri d'Argent

Le 2 avril dernier une triste nouvelle se répandait rapidement jetant la consternation dans toute la communauté agricole : Henri d'Argent était mort dans la nuit, à Curepipe, après quelques jours très brefs de maladie. Dans l'après-midi de jeudi l'indisposition qu'on pouvait penser passagère s'était subitement aggravée jusqu'à l'issue fatale. La semaine précédente il faisait encore l'admiration de tous par une activité multiple et infatigable, par l'apparence d'une santé robuste que le temps ni la maladie ne semblaient pouvoir attaquer. Il est mort à cinquante-six ans, dans toute la verdeur de son âge.

Né à Bel Etang, dont la campagne est demeurée bien de famille, c'est à l'*Unité* en 1912, que M. Antoine Harel, alors administrateur de Belle-Vue Mauricia, pour la première fois le vit à l'œuvre et en fit son employé en chef. C'était une adoption pour la vie.

En 1917, Henri d'Argent démissionna et partit pour le Sud-Afrique. Il y demeura plusieurs mois, observant, notant, accumulant l'expérience des choses avec cette sagacité qui lui était propre.

De retour à Maurice, il s'employa à Belle-Vue Maurel quelque temps, mais il n'avait pas terminé son cycle de voyageur. L'année 1919 vit son départ pour la France, pèlerinage obligatoire et apaisant, dont il évoquait les jours avec intérêt. Au début de 1921, il rentrait au pays et assumait sans coup férir l'administration générale de l'établissement Belle-Vue et de ses annexes, Bon Espoir et Mon Rocher, appelé par la confiance et l'estime des propriétaires. Il renouait la trame.

Ce que fut cette administration, les résultats sont là pour le dire. Henri d'Argent appartenait à la lignée traditionnelle du planteur mauricien, qui devait surtout à son intelligence, à son sens de l'observation, à ses facultés merveilleuses d'assimilation, à son dévouement passionné pour la chose agricole, le meilleur de ses succès. Non nourri de la " mœlle substantifique " de la technologie sucrière, il savait excellemment s'en assimiler la matière et en allier les données aux fruits d'une expérience sans cesse mûrie.

Mais il avait aussi la connaissance des hommes. Il savait l'art difficile de diriger sans commander — de commander sans en avoir l'air. Ses employés étaient surtout ses collaborateurs. Tous furent ses amis. Tous deviennent des vétérans comme lui, imprégnés des mêmes traditions. Il était bon et ne refusait jamais rien de ce qu'il pouvait accorder. Ses artisans et ses laboureurs comme ses chefs de service ont entouré son cercueil. Eloquent hommage.

Henri d'Argent demeurera dans nos annales sucrières comme l'une des figures les plus méritantes et les plus sympathiques de notre époque.

Son compagnon de labeur depuis plus de trente ans, je suis heureux d'être l'interprète de la Revue Agricole pour offrir à ses enfants et à toute sa famille nos sentiments de profondes condoléances. C. C.

NOTES ET COMMENTAIRES

Nous apprenons avec plaisir que Mademoiselle Lily Noël a été nommée au poste d'Assistant Secrétaire de la Chambre d'Agriculture.

La série de conférences qu'organise annuellement l'Association des Anciens Etudiants du Collège d'Agriculture commencera le mercredi 5 Mai à 3 p.m. au Collège d'Agriculture. Le programme établi cette année comprend des causeries sur le maïs, la culture de la canne, la nutrition, l'industrie des fibres d'aloës, la distillerie, la fabrication du fumier, et les anciennes usines de l'île. Des avis donnant des renseignements supplémentaires sur ces conférences seront publiés dans la presse.

La Section de Technologie Sucrière du Département d'Agriculture entreprend en ce moment des essais sur la fabrication des sacs à trames très larges en fibres d'aloës, qui sont ensuite recouverts d'une pâte à base de pulpe de bagasse. Si ce procédé peut être mis au point la production du " Sack factory " de Quatre Bornes sera considérablement augmentée.

L'importation des semences de légumes est appelée à devenir de plus en plus difficile. C'est pourquoi le Département d'Agriculture va commencer dès cette année à en produire le plus possible. Les légumes seront cultivés à trois stations expérimentales : Vacoas, Réduit, et Pamplemousses. L'on essaiera par des méthodes appropriées d'induire la floraison chez certaines espèces qui ne fleurissent pas normalement à Maurice, tandis qu'une sélection rigoureuse sera appliquée pour l'obtention des graines. Toutes les opérations ayant trait à la conservation des semences seront faites à Mon Plaisir.

L'intéressante conférence du Dr. R. Rohan sur *l'Ortosiphon* à la Société Royale des Arts et des Sciences n'a fait qu'accroître les demandes pour cette plante. Signalons qu'en 1942 seulement Mr. E. Lesur distribua plus de 500 plants provenant de la Station du Réduit. L'*Ortosiphon stamineus* Benth. est originaire des Indes et fut introduite à Maurice sur la demande du Dr. Rohan vers 1936. C'est une plante de culture facile qui s'accommode bien de tous les terrains. On la propage de boutures et il ne serait pas improbable que d'ici quelques années elle ne trouve sa place dans la flore spontanée de l'île.

On rapporte que la canne H. S. P. A. 8560 produisit les rendements surprenants qui suivent à Kekaha (Kauai, Hawaï) : 130 Ts. de cannes et 18 Ts. de sucre à l'arpent en moyenne sur un champ de 50 arpents.

On rapporte de l'Inde que le poisson *Aploicheilus panchax* est d'une grande utilité pour la destruction des larves de moustiques.

On a découvert en Allemagne que le Soleil à fleurs blanches, *Helianthus annuus Bismarckianus* est une plante pouvant servir d'indicateur de toxicité du chlorate dans le sol. A des concentrations aussi faibles qu'un dixième de milligramme de chlorate pour cent grammes de sol, cette plante développe des symptômes caractéristiques d'empoisonnement.

Une des fonctions principales que l'on reconnaît au manganèse dans les plantes est celle d'agent catalyseur dans la réduction des nitrates en amino-complexes. La déficience en cet élément se révèle donc par une accumulation anormale de nitrate.

Le maïs, au moment de la récolte, contient d'après Gerlick 45 o/o de grains, et 45 o/o de paille. La teneur totale des plants en phosphate est répartie comme suit : grain, 77% ; paille, 23 % .

La pratique de la détermination du sexe des poussins à leur naissance se développe de plus en plus dans les grands centres d'élevage. Voici les conditions qu'il faut réaliser en Australie pour subir avec succès les examens pour l'obtention d'un certificat spécial ou d'un certificat de 1ère classe de " Qualified Chick Sexer ". Dans le premier cas, le candidat doit examiner sans leur faire aucun mal 300 poussins " White Leghorn ", en 45 minutes avec une précision de 98 o/o. Dans le second cas, les conditions sont les mêmes que ci-dessus, sauf que le nombre de poussins à examiner est de 200 en 30 minutes et avec une précision de 95 o/o.

Le chou, dont la grande saison ne tardera pas, est un légume des plus utiles par sa grande valeur nutritive. Il constitue une importante source de minéraux tels que le fer et le calcium ; il est en outre très riche en vitamines A & B et notamment en vitamine C. Une particularité de cette dernière vitamine dans le chou est qu'elle s'y conserve beaucoup plus longtemps que dans les autres légumes verts après leur récolte.

Il paraît qu'une importante amélioration de la valeur nutritive et une augmentation considérable de rendement ont été observées dans la culture du riz à la suite de l'enfouissement d'engrais verts. L'on a encore observé que la période végétative du riz était écourtée, ce qui implique que l'effet constaté de l'engrais vert ne découle pas seulement de son apport d'azote. Les epèces de *Crotalaria* sont les plantes d'assolement qui procurent les meilleurs effets.

UN SYSTÈME RADICAL CONTRE LES ENGORGEMENTS DU COUPE-CANNES

(Brevet Carles)

GUY MASSON

Avec l'emploi de plus en plus répandu du coupe-cannes et du travail plus intense demandé a celui-ci, on est arrivé à se rendre compte qu'à côté de ses avantages incontestables il est cause quelquefois d'arrêts assez fréquents et importants.

Tout le monde connaît l'ennuyeux engorgement du coupe-cannes, avec ses quinze à vingt minutes d'arrêt. C'est ce qui se produit presque toujours par le chargement inégal du transporteur de cannes, ceci compliqué bien souvent par des cannes de teneur variable en fibre. Il se trouve donc que le moteur du coupe-cannes a par moments à fournir une force de beaucoup supérieure à celle qu'il peut développer.

On a cherché à obvier à cet inconvénient en équipant les coupe-cannes modernes de moteurs de force de beaucoup supérieure à celle requise pour une bonne préparation de la canne ; mais il a été prouvé que ce n'était pas un moyen radical, puisque, même dans ces conditions les engorgements ont lieu.

Nous croyons savoir qu'à Maurice les coupe-cannes du type " Heavy Duty " sont munis de moteurs de 125 à 175 H. P., force bien suffisante pour obtenir un travail maximum au coupe-cannes ; mais il arrivè quelquefois que pendant un très court espace de temps le moteur ne peut faire face à la surcharge subie et considérable causée par un chargement inégal du transporteur de cannes, et le " choke " a lieu.

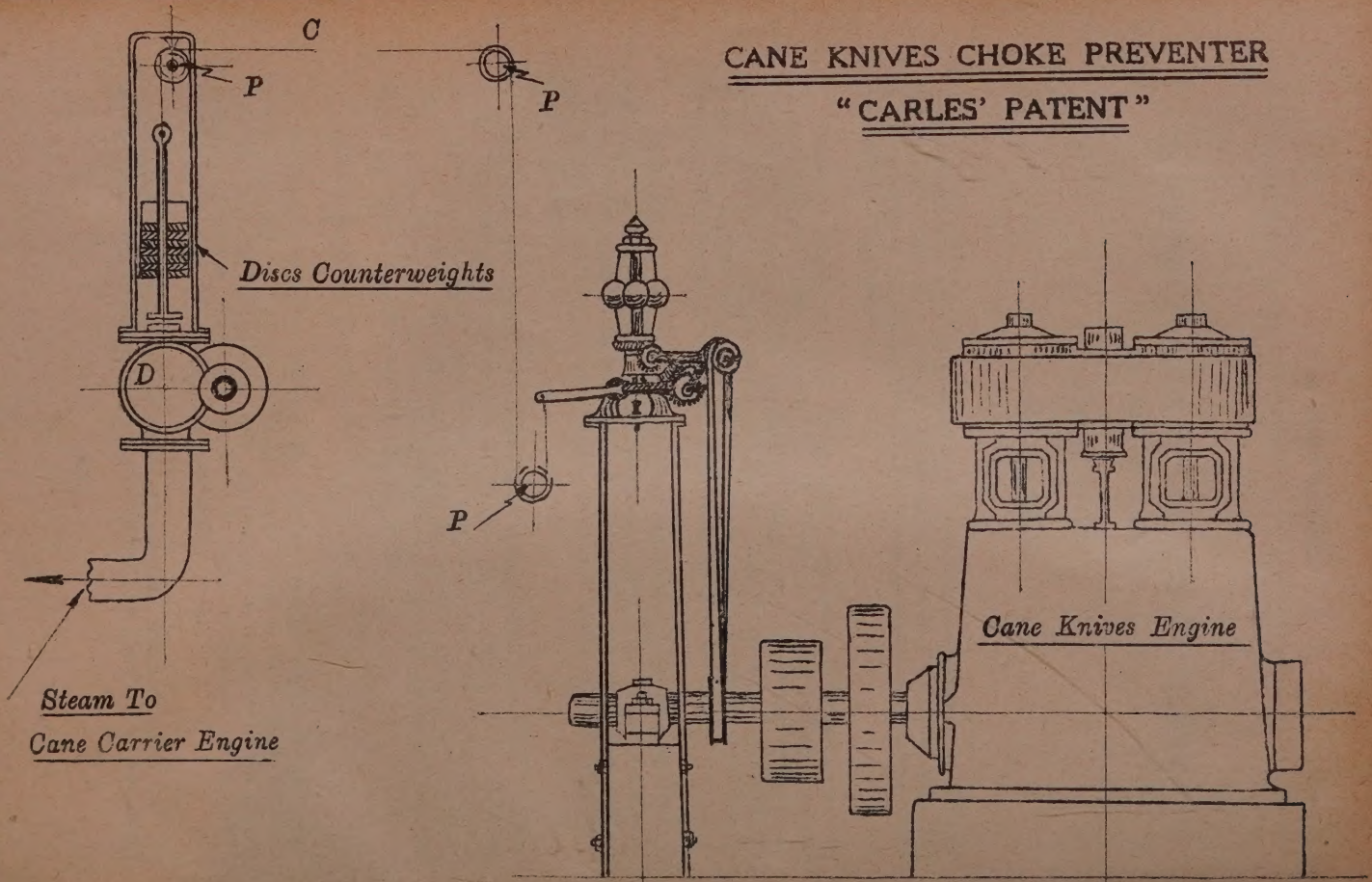
Comment cela se passe-t-il ?

L'homme du crusher devant une chaîne insuffisamment chargée augmente la vitesse de celle-ci de façon à tenir toujours pleine la glissière du crusher ; une surcharge de cannes arrive-t-elle à ce moment au coupe-cannes ? L'homme n'étant pas averti de la chose ne ralentit pas la vitesse du transporteur et l'engorgement se produit.

Plusieurs mécanismes (sonneries et signaux automatiques) ont été mis au point afin de faire connaître à l'homme du crusher la surcharge

CANE KNIVES CHOKE PREVENTER

"CARLES' PATENT"



momentanée du moteur du coupe-cannes, celui-ci peut alors ralentir sa chaîne pour quelques secondes afin d'éviter le "choke" et de permettre au travail de continuer normalement ; mais malheureusement l'homme ne répond pas assez vivement aux avertisseurs employés à cet effet, et souvent, c'est l'inévitable engorgement.

Le dispositif que nous allons décrire et que nous pensons supérieur aux systèmes déjà connus, a été expérimenté à Beau Champ en 1941 et mis au point en 1942. L'idée en revient à Monsieur Maurice Carles, Manager de Beau-Champ, qui l'a couvert par un brevet. Il consiste essentiellement à diminuer progressivement et automatiquement l'arrivée de vapeur au moteur du transporteur de cannes aussitôt que la vitesse du moteur du coupe-cannes diminue, et ceci, jusqu'au point de fermer complètement l'arrivée de vapeur et d'arrêter le transporteur s'il y a lieu, libérant ainsi toute surchage au moteur du coupe-cannes ; celui-ci reprend alors immédiatement sa vitesse ainsi que le moteur de la chaîne à cannes.

Une valve équilibrée **D** placée sur la tuyauterie de vapeur allant au moteur de la chaîne à cannes contrôle par le moyen du cable **C** passant sur une poulie **P** l'arrivée de vapeur au moteur du transporteur. Le câble **C** est fixé au levier de tension du régulateur Pickering monté sur un tréteau **T**. Le régulateur, dont la partie supérieure seulement est utilisée, reçoit son mouvement d'une poulie fixée sur l'arbre du moteur du coupe-cannes.

La vitesse du moteur arrive-t-elle à diminuer ? La vitesse du régulateur diminue proportionnellement et le levier de tension du régulateur baisse dans une certaine mesure, permettant à la valve équilibrée **D** de descendre vers son siège, diminuant et fermant même s'il y a lieu la vapeur au moteur du transporteur. La surcharge au moteur du coupe-cannes ayant été ainsi éliminée le moteur reprend sa marche normale, la valve équilibrée remonte par l'effet du cable **C** remettant immédiatement le transporteur de cannes en marche, le "choke" est alors évité et la marche normale des moulins se produit sans interruption.

L'installation de ce régulateur à l'usine de Beau Champ nous a permis, outre des avantages apportés par la suppression totale des "chokes" au coupe-cannes, d'obtenir un travail bien plus régulier des moulins avec tous les avantages que ceci comporte.

A REVIEW OF MODERN PRACTICAL METHODS OF ANALYSIS IN STATISTICS

M. V. M. HERCHENRODER, B. Sc., F. R. A. S.

Introduction

To the present day agriculturist some very interesting statistical methods of evaluating the significance of results obtained in the field are available but these methods do not appear to be very widely known or utilised by the man in the field.

Excellent treatises have been produced on the subject, of which perhaps the most popular among scientists is R. A. Fisher's " Statistical Methods for Research Workers ".

Of these modern analytical processes, the method originally developed by W. S. Gosset and known as " Student's method " with his ' t ' test and Fisher's comparatively recently developed " Analysis of variance " (with the ' z ' test) seem to be the more conveniently utilisable.

The author here proposes to give a short introductory account of these methods, a few explanatory remarks, some simple algebraical developments of the formulæ used in these tests and some personal observations on the two methods. In addition, there will be a short discussion of Dr. Wilcox's recent application of Mitscherlich's equation to the analysis of field results.

The backbone of all these statistical theories and the derived formulæ is the well-known Normal Law of Frequency of Error.

When this distribution is available, a quantity derived from the squares of the deviations is found to have interesting properties : this is the " variance " sometimes defined as the mean value of the squares of the deviations in a normal distribution. Derivation of the standard deviation from the variance presupposes the existence of this normal distribution among the samples examined, but naturally unless the sample is almost unlimited in the number of observations available one can never be *certain* that the distribution is normal.

It is common however to find in practice the term " variance " applied rather indiscriminately to quantities which in reality can only be " estimates " of the variance ; some authors avoid this by using the term " mean square " which is apt to be confused with " mean square error ", a very different thing.

As all series of observations which it is possible to analyse by the

statistical methods under consideration must hypothetically *tend* to be distributed normally, it is in consequence tacitly assumed that if the sample were large enough, the errors would be found to be normally distributed. Such series of data have been appropriately called " consistent statistics ".

A first practical result of the normal distribution is the deducible mathematical probability that a deviation will bear a certain ratio to the true standard deviation. In cases where it is possible and legitimate to apply " the theory of large samples " calculation for instance shows that 33 o/o of the deviations are likely to have just the magnitude of the standard deviation ; 5 o/o would probably be equal to *twice* the standard deviation ; about 1 o/o may be as great as 2½ times, while only one in ten millions of the deviations would likely reach 5 times the standard deviation.

It has been found legitimate and convenient in practice to consider a probability value of .05 or " odds of 1 in 20 " as the limiting " level " and the criterion in judging significance ; now, we have just seen that in dealing with large samples, normally distributed, this probability level exists for the ratio of 2 to 1 between a deviation and the standard deviation. This fact leads to a first simple test of the significance of a mean value derived from a large sample : viz : if the mean is *at least twice* its standard error, its value can be regarded definitely as significant — as this could not have happened *purely by chance* more than once in twenty cases.

It must be emphasized that, owing to the assumed size of the sample it was possible here to determine the mean value of the squares of the deviations with great exactitude. In agricultural practice, samples are seldom large enough for a true determination of the variance or standard error. It was found however that, in these cases, accurate compensation could be made to allow for the approximate character of the standard error, obtained from an inadequate sample in place of the true value — and by taking into account the " number of degrees of freedom " available for the estimation of the standard error, the probability that the ratio of the mean value to the " rough " standard error shall exceed a specified value could still be calculated. This led to an important practical extension of the " t " test of Student, explained hereafter. When the number of values in the sample exceeds 30, it has been found sufficient to assume a normal distribution and such cases may be treated as infinite samples. The ' t ' test, first established by Student was subsequently improved upon and extended to more complex cases by Fisher. Adhering to the limiting probability .05 for example, there is, for each number of " degrees of freedom " (n), a corresponding value of ' t ' — i.e. the ratio of the mean to its standard error — which determines the significance.

This ranges from $t = 1.96$ when $n = \infty$ to $t = 3.18$ when n is reduced to 3. The test is interpreted to mean that for the given value of n, the *chance* of exceeding $\pm$ t exists only to the extent of 1 in 20.

II. *Student's Method*

Student's Method applied to agricultural experiments, aims at evaluating the significance of a difference between two classes of data — e.g. two fertilizer treatments, two methods of planting, two varieties of plant.

The method demands a series of parallel experimental values, which are, in general, paired out in a random manner, though sometimes in a way already determined by the balanced arrangement in the field.

Assuming, for the general character of the demonstration, that X, Y symbolically denote the two treatments, and that :

$x_1\ x_2\ x_3\ x_4\ \ldots\ \ldots\ \ldots\ \ldots\ x_n$

$y_1\ y_2\ y_3\ y_4\ \ldots\ \ldots\ \ldots\ \ldots\ y_n$ denote replicates value obtained from experiment, the data may be arranged and worked out after the following scheme :

	Treatments		Difference	Deviation from the mean (d_m)	Deviation squared
	X	Y	X − Y	D	D^2
1	x_1	y_1	$\pm (x_1 - y_1)$	$\pm(x_1 - y_1) - d_m$	$(x_1 - y_1 - d_m)^2$
2	x_2	y_2	$\pm (x_2 - y_2)$	$\pm(x_2 - y_2) - d_m$	$(x_2 - y_2 - d_m)^2$
3	x_3	y_3	$\pm (x_3 - y_3)$	$\pm(x_3 - y_3) - d_m$	$(x_3 - y_3 - d_m)^2$
...	.....	.....	.....	.....	.....
...	.....	.....	.....	.....	.....
n	x_n	y_n	$\pm (x_n - y_n)$	$\pm(x_n - y_n) - d_m$	$(x_n - y_n - d_m)^2$
Sum	$\lesseqgtr x$		$\pm \lesseqgtr (x - y)$	$\lesseqgtr d = 0$	$\lesseqgtr(\overline{x\text{-}y} - d_m)^2 = \lesseqgtr d^2$
Mean	$\frac{\lesseqgtr x}{n} = \bar{x}$	$\frac{\lesseqgtr y}{n} = \bar{y}$			

$$d_m = \text{mean difference} = \pm \frac{\lesseqgtr (x - y)}{n} = \pm \left\{ \frac{\lesseqgtr x}{n} - \frac{\lesseqgtr y}{n} \right\}$$

$$\text{Variance of X} = \frac{\Sigma (x - \bar{x})^2}{n - 1} = \sigma_x^2$$

$$\text{Variance of Y} = \frac{\Sigma (y - \bar{y})^2}{n - 1} = \sigma_y^2$$

$$\text{Variance of d} = \frac{\Sigma d^2}{n - 1}$$

$$\text{Variance of the mean difference } d_m = \frac{\Sigma d^2}{n (n - 1)}$$

Here, we may test the mean d_m against the *standard difference* :

$$\text{S. D.} = \sqrt{\frac{\Sigma (\overline{x - y} - d_m)^2}{n}}$$

by finding their ratio; or better still, by determining the ratio of d_m to *its* standard error :

$$\text{S. E.} (d_m) = \sqrt{\frac{\Sigma [(\overline{x - y}) - d_m]^2}{n (n - 1)}}$$

As explained above, this latter constitutes the ' t ' test of Student, improved and extended by Fisher.

In both cases, if the probability* of this ratio occuring purely by chance is $=$ or $<$ .05 with the number (n) of parallel replicates examined and which enter in the computation, then d_m may be regarded as significant.

Probability tables (for the ' t ' test) from which the degree of significance can be ascertained under different conditions of " n ", ranging from 0 to ∞ , have been given by Student and Fisher.

If the number of observational values (n) is very large, say > 50, and if the two sets of parallel values are perfectly independent variates, then the standard error of the difference of the two means may be obtained from the *sum* of their variances, according to a well-known proposition.

For example :

The variance in the X treatment $= \sigma_x^2$; the variance of the *mean* $= \frac{\sigma_x^2}{n}$

The variance in the Y treatment $= \sigma_y^2$; the variance of the *mean* $= \frac{\sigma_y^2}{n}$

* Obtained from precalculated tables.

The variance of the difference (d_m) between the means $= \left\{ \frac{\sigma_x^2}{n} + \frac{\sigma_y^2}{n} \right\}$. The standard *error* of this difference (d_m) between the means is : $\pm \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n} + \frac{\sigma_y^2}{n}}$. The test is then carried out as before.

The arbitrary pairing out of the observational data in Student's Method, resulting in separately *selected* individual interclass differences, has given occasion for doubts and objections as to the value of the method ; for, low errors in these arbitrarily paired values may entirely be one to *chance* selection and would in that case be unreliable.

It will be seen hereafter that the " Analysis of Variance " of Fisher in using a generalised error, involving what has been called a " pooled " estimate of the *error variance* from all classes, is free from this defect ; this peculiarity in the analysis of variance, on the other hand, involves the presupposition that the internal error associated with different classes is to some extent homogenous, an assumption which has also been contested as regards its generality in field experiments.

It is possible, however, by carefully designed experiments, to avoid uncontrolled circumstances which give rise to the latter objection.

III. *The Analysis of variance* — The 'z' test (Fisher).

The important feature of this method resides in the separation of the variance due to one group of causes from the variance due to other groups. The variance thus obtained *between* two different *classes* of measurements (e. g. two different treatments in the field) is given the name " interclass " variance as distinct from the mean square error existing between the measurements themselves — within one same class — known for this reason as the *intraclass* variance. This latter is often called the " error variance " as it supposedly represents the unidentified part of the variations ascribable only to *error*. The intraclass " mean square " gives as a rule a more accurate estimate of the true " error variance " than the interclass figure gives of the variance between treatments, because it is founded on the *total* number of measurements in the two classes, involving a far greater " number of degrees of freedom ". This however tacitly assumes a homogeneity of the intraclass error, which has been alluded to above.

In dealing with field experiments on sugar cane, our purpose will be

to examine the effect of differential treatment or change of variety as represented by the "variance" *between* treatments or varieties and compare this to the "variance" *within* treatment or with the same variety ("error variance"). How the separation of these variances can be effected will now be shown.

It is improbable that in an actual field trial, the experimenter will attempt to test more than three different treatments simultaneously ; we shall therefore consider a problem of 3 treatments, symbolically denoted by x, y, z as the most complicated likely to occur, and work out the analysis in the most general manner.

Let the 3 treatments be examined from l, m, n replications of each treatment respectively, tested on (l + m + n) plots.

We shall consider the most general case of l, m, n, being unequal ; but in practice they should not differ much. Naturally, it is simpler and more practical to have l = m = n, but the purpose here is to show that strict equality is not absolutely necessary.

The observations are set out as follows :

Class or Treatments	X	Y	Z
Replications	x_1	y_1	z_1
	x_2	y_2	z_2
	x_3	y_3	z_3
	...	...	...
	x_l	y_m	z_n
Sums	$\leqslant x$	$\leqslant y$	$\leqslant z$
Means	$\frac{\leqslant x}{l}$	$\frac{\leqslant y}{m}$	$\frac{\leqslant z}{n}$

General Mean yield of *all* plots = $\frac{\leqslant x + \leqslant y + \leqslant z}{l + m + n} = \overline{M}$.

The next step is to calculate the " squared deviations " from the general mean $\overline{M}$ as follows :

X		Y		Z	
Δx	$\Delta^2 x$	Δy	$\Delta^2 y$	Δz	$\Delta^2 z$
$\pm (x_1 - \overline{M})$	$(x_1 - \overline{M})^2$	$\pm (y_1 - \overline{M})$	$(y_1 - \overline{M})^2$	$\pm (z_1 - \overline{M})$	$(z_1 - \overline{M})^2$
$\pm (x_2 - \overline{M})$	$(x_2 - \overline{M})^2$	$\pm (y_2 - \overline{M})$	$(y_2 - \overline{M})^2$	$\pm (z_2 - \overline{M})$	$(z_2 - \overline{M})^2$
$\pm (x_3 - \overline{M})$	$(x_3 - \overline{M})^2$	$\pm (y_3 - \overline{M})$	$(y_3 - \overline{M})^2$	$\pm (z_3 - \overline{M})$	$(z_3 - \overline{M})^2$
.....	.....	.....	.....	.....	.....
$\pm (x_l - \overline{M})$	$(x_l - \overline{M})^2$	$\pm (y_m - \overline{M})$	$(y_m - \overline{M})^2$	$\pm (z_n - \overline{M})$	$(z_n - \overline{M})^2$
Sum :	$\leqslant \Delta x$	$\leqslant \Delta^2 x$	$\leqslant \Delta y$	$\leqslant \Delta^2 y$	$\leqslant \Delta z$	$\leqslant \Delta^2 z$

here $\leqslant \Delta x + \leqslant \Delta y + \leqslant \Delta z = \leqslant \Delta xyz$ = zero

The sum total of the " squared deviation " is $\leqslant \Delta^2 x + \leqslant \Delta^2 y + \leqslant \Delta^2 z$ which we shall call for brevity $\leqslant \Delta^2 xyz$.

A detailed expression of $\leqslant \Delta^2 xyz$ shows that it can be transformed into an identically equivalent expression but often shorter to compute than by the above operation. Expanding and collecting terms :

$$\leqslant \Delta^2 xyz = \leqslant x^2 + \leqslant y^2 + \leqslant z^2 - 2\overline{M}(\leqslant x + \leqslant y + \leqslant z) + \overline{M}^2 (l + m + n).$$

The middle term can be rewritten as $-2\overline{M}^2 (l + m + n)$ which cancelling with the last term, leaves :

$$\leqslant \Delta^2 xyz = \leqslant x^2 + \leqslant y^2 + \leqslant z^2 - \overline{M}^2 (l + m + n).$$

Hence, there is a direct way of arriving at the result : $\leqslant \Delta^2 xyz$ by squaring and summing up the actual observational figures remembering that :

$\overline{M}^2 (l + m + n)$ is immediately obtained from : $\dfrac{(\leqslant x + \leqslant y + \leqslant z)^2}{l + m + n}$, its alternative form.

The lay out for this shortened computation will be as follows.

With the same notation as above :

X		Y		Z	
x_1	x_1^2	y^1	y_1^2	z_1	z_1^2
x_2	x_2^2	y^2	y_2^2	z^2	z_2^2
x_3	x_3^2	y^3	y_3^2	z^3	z_3^2
...	...	...	...	...	...
x_l	x_l^2	y_m	y_m^2	z_n	z_n^2
Sum Σx	Σx^2	Σy	Σy^2	Σz	Σz^2

Total sum-*squares* " observations " $= \Sigma x^2 + \Sigma y^2 + \Sigma z^2$.

Total " observations " $= \Sigma x + \Sigma y + \Sigma z$.

$$\text{Correction term} = \frac{(\Sigma x + \Sigma y + \Sigma z^2)}{l + m + n} = \overline{M}^2 (l + m + n)$$

Total Sum-Squares " observations " corrected

$$= \left\{ (\Sigma x^2 + \Sigma y^2 \Sigma z^2) - \frac{(\Sigma x + \Sigma y + \Sigma z)^2}{l + m + n} \right\} = \Sigma \Delta^2{}_{x\,y\,z},$$

the expression obtained above.

This sum-total of all the " squared deviations " viz : $\Sigma \Delta^2{}_{x\,y\,z}$ which, it should be noted, has been worked out from differences between each observational value and the *general mean* $\overline{M}$ of all values, when divided by the number of degrees of freedom available, viz : $(l + m + n - 1)$ yields the *whole* variance of the experiment, which is made up of the sum of the separate variances, due to two or more of the factors : treatment (or variety), position, interactions, and error (assuming each of these component parts to be normally and independently distributed).

By careful method of calculation, it is possible to isolate the variance due to each of these several factors respectively and thereby to estimate their relative importance.

The " internal " variation (i. e. *within* class) often called " error variance " is easy to obtain, by repeating the above scheme, but using the individual means : $\bar{x}$, $\bar{y}$, $\bar{z}$ of each respective class, in place of the general mean $\overline{M}$. Thus :

X		Y		Z	
d_x	d^2_x	d_y	d^2_y	d_z	d^2_z
$\pm (x_1 - \bar{x})$	$(x_1 - \bar{x})^2$	$\pm (y_1 - \bar{y})$	$(y_1 - \bar{y})^2$	$\pm (z_1 - \bar{z})$	$(z_1 - \bar{z})^2$
$\pm (x_2 - \bar{x})$	$(x_2 - \bar{x})^2$	$\pm (y_2 - \bar{y})$	$(y_2 - \bar{y})^2$	$\pm (z_2 - \bar{z})$	$(z_2 - \bar{z})_2$
$\pm (x_3 - \bar{x})$	$(x_3 - \bar{x})^2$	$\pm (y_3 - \bar{y})$	$(y_3 - \bar{y})^2$	$\pm (z_3 - \bar{z})$	$(z_3 - \bar{z})^2$
...	...	...	...	...	...
$\pm (x_l - \bar{x})$	$(x_l - \bar{x})^2$	$\pm (y_m - \bar{y})$	$(y_m - \bar{y})^2$	$\pm (z_n - \bar{z})$	$(z_n - \bar{z})^2$
Sums : Σd_x	Σd^2_x	Σd_y	Σd^2_y	Σd_z	Σd^2_z

Added together, this new sum-total of all the squared deviations is $(\Sigma d^2_x + \Sigma d^2_y + \Sigma d^2_z)$ which for brevity we shall call Σd^2_{xyz}. There again expanding and collecting terms, we have :

$$\Sigma d^2_{xyz} = \Sigma x^2 + \Sigma y^2 + \Sigma z^2 - 2(\bar{x}\Sigma x + \bar{y}\Sigma y + \bar{z}\Sigma z) + l.\bar{x}^2 + m.\bar{y}^2 + n.\bar{z}^2.$$

The middle term is equivalent to $2(l\bar{x}^2 + m\bar{y}^2 + n\bar{z}^2)$ which after simplifying leaves $[\Sigma x^2 + \Sigma y^2 + \Sigma z^2 - (l\bar{x}^2 + m\bar{y}^2 + n\bar{z}^2)]$ $= \Sigma d^2_{xyz}$, thus giving an alternative short way of computing Σd^2_{xyz}, since the first part of the expression will have already been computed as above.

The quantity Σd^2_{xyz} gives an "associated" or "pooled" estimate of *internal* variance, which, in the absence of other known contributing factors, is a measure of the experimental or uncontrolled *error* associated with all three classes or treatments.

It will be remembered, however, that the very method of its determination involves a tacit assumption of the "homogeneity" of the internal variation within all three classes or treatments : a fact which is not always accepted by biologists.

In a refined analysis of variance, dealing with carefully laid out experimental plots and, also, in so called "factorial experiments", it is possible and advisable to analyse further the expression Σd^2_{xyz} of internal variance for such differential effects as variations due to *position* in the lay-out, e.g. effects in different rows, columns, and squares in a Latin-square lay-out.

In some cases it is further possible to detect "interaction" effects in combined treatments which involve simultaneous applications of fertilizers in different amounts. The detection of these "interaction effects" however, demands careful analysis and the results need be closely scrutinised in order to avoid absolutely false and erroneous conclusions. A good experience of these analytical methods is the safeguard here.

The several "component" variances are obtained from their respective sum-squared *deviations*, derived exactly after the above methods, with due attention however, in each case, to the "reference" *mean* from which the deviations are computed.

It follows that when all the "component" variances due to the several *real* factors have been detected, where they exist, and accounted for, the internal variance left over is the *true error* variance, to which we can only ascribe the uncontrollable imperfections of the experimental methods. It is only on this true *error* variance that our significance tests can logically be based.

The difference between the two expressions $(\Sigma \Delta^2_{xzy} - \Sigma d^2_{xyz})$ as found above, yields an expression of sum-squared deviations from which is derived the measure of the variation (or variance) *between* the different classes or treatments (*interclass* variance). We have :

$$(\Sigma \Delta^2 x y z - \Sigma d^2 x y z) = \left\{ (l\bar{x}^2 + m\bar{y}^2 + n\bar{z}^2) - \bar{M}^2 (l + m + n) \right\}$$

$$= l(\bar{x}^2 - \bar{M}^2) + m(\bar{y}^2 - \bar{M}^2) + n(\bar{z}^2 - \bar{M}^2)$$

A useful equivalent transformation, involving smaller quantities and easier for computation is :

$$l(\bar{x} - \bar{M})^2 + m(\bar{y} - \bar{M})^2 + n(\bar{z} - \bar{M})^2.$$

In this we note that the middle term, when the expression is expanded and the terms collected, becomes $-2\bar{M}(l\bar{x} + m\bar{y} + n\bar{z})$ of which another from is $-2\bar{M}^2(l + m + n)$. This cancels with the collected third terms leaving the expression : $l(\bar{x}^2 - \bar{M}^2) + m(\bar{y}^2 - \bar{M}^2) + n(\bar{z}^2 - \bar{M}^2)$ as above.

In many cases this expression of the difference ($\Sigma \Delta^2_{xyz} - \Sigma d^2_{xyz}$) is sooner calculated than Σd^2_{xyz}. It has also the advantage of affording an immediate check on the numerical computations.

Recapitulation of formulæ — Alternative forms :

If we denote the expression $\frac{(\Sigma x + \Sigma y + \Sigma z)^2}{l + m + n}$ by k^2 we have :

$$\Sigma \Delta^2_{xyz} = (\Sigma x^2 + \Sigma y^2 + \Sigma z^2) - k^2 \quad \text{(i)}$$

$$\Sigma d^2_{xyz} = \left[(\Sigma x^2 + \Sigma y^2 + \Sigma z^2) - \left\{ \frac{(\Sigma x)^2}{l} + \frac{(\Sigma y)^2}{m} + \frac{(\Sigma z)^2}{n} \right\} \right] \quad \text{(ii)}$$

$$\Sigma \Delta^2_{xyz} - \Sigma d^2_{xyz} = \left\{ \frac{(\Sigma x)^2}{l} + \frac{(\Sigma y)^2}{m} + \frac{(\Sigma z)^2}{n} \right\} - k^2 \quad \text{(iii)}$$

When the variates are reduced to two (x, y), these formulæ are much simplified ; for instance, the "sum-squared deviations" for interclass variance (between treatments), given above by formula (iii) becomes :

$$\frac{1}{2n}(\Sigma x - \Sigma y)^2 = n \left\{ (\bar{x} - \bar{M}^2) + (\bar{y} - \bar{M})^2 \right\}, \text{ when } l = m = n,$$

which admits of easy immediate computation.

In addition to the utility of bringing to light and evaluating the magnitude of such differences as are obviously ascribable to treatments, varieties methods of planting etc... (interclass variance), it is worth while when attempting to carry the analysis of variance to a greater degree of precision and refinement, to consider the possible existence and determine those partial components in the *intraclass* variance which might arise out of positional effects in balanced arrangements such as blocks, latin squares and possibly, where suspected to exist, " interaction effects " in combined (so-called " factorial) treatments. The procedure here is to compute the component " sum-squared deviations " exactly after the method of *intraclass* variance shown above, considering each particular feature of a balanced lay-out, viz : block, row, column, square .. etc., as a separate observational entity or variate whose deviation from the mean of *all* such entities in the arrangement is required. The final " *error* " variance left over is that which is ascribed to such unknown or uncontrolled factors as faulty technique, irregular distribution of soil fertility or of fertilizer, mistakes in measurements... etc..

The determination of variance.

The nearest approach we can make to the *real* variance of a set of experimental data, is an *estimate* given by " the mean squared deviation ". This is obtained by dividing the sum of the squared deviations by the appropriate number of degrees of freedom (N. D. F.).

From this estimate of the variance, the significance tests are derived. It is important therefore to discern accurately the N. D. F. particular to each item of the analysis and it appears that there is occasionally some confusion about this.

In each case, the N. D. F. is the number of *independent* observational values or variates *concerned* in the determination of a particular variance, but always reduced by unity. Thus :

The N. D. F. of $\lesssim \underline{\Delta}^2\, x\, y\, z$ is $(\overline{l + m + n} - 1)$ and is the total possible N. D. F. in the whole calculation. The N. D. F. of $\lesssim d^2\, x\, y\, z$ (intraclass) is $\Big\{(l-1) + (m-1) + (n-1)\Big\} = (\overline{l + m + n} - 3)$.

The N. D. F. of $(\lesssim \underline{\Delta}^2\, x\, y\, z - \lesssim d^2\, x\, y\, z)$ — interclass variance — is 2 as we have considered 3 treatments (classes) X, Y, Z.

The sum of the N. D. F. for *all* the items of the analysis must finally add up to $(l + m + n - 1)$.

The Tests

The z test : In this test, the variance *interclass* (e. g. between treatments, varieties·· etc··) is compared to the variance *intraclass* (within treatments, varieties·· etc··), the so-called " error " variance.

For brevity, let S. D. denote standard difference.
V denote variance.
M. S. denote mean of the squared deviations.

We have from Fisher :

$$z = \log_e \text{S. D. (interclass)} - \log_e \text{S. D. (intraclass)}.$$
$$= \tfrac{1}{2}\Big\{\log_e \text{V (interclass)} - \log_e \text{V (intraclass)}.\Big\}$$
$$= \log_e \sqrt{\text{M. S. (interclass)}} - \log_e \sqrt{\text{M. S. (intraclass)}}.$$

since the M. S. is the best approach we have to the variance.

Fisher has given tables of ' z ' to be expected for the whole range of corresponding values of the N. D. F. interclass (n_2) and intraclass (n_1), when the probabilities are .05, .01 and .001.

To avoid the inconvenience attending the use of natural logarithms, Snedecor has recalculated* Fisher's 5% 'z' table, so as to enable the significance of the simple ratio :

$$\frac{\text{variance between treatments (interclass)}}{\text{variance within treatments (intraclass)}}$$ to be directly obtained corresponding to the N. D. F. available.

This 'z' test of Fisher is in reality the ultimate end of the "analysis of variance". Applied with proper discernment, the test affords a most valuable criterion in judging of experimental results.

The 't' test : This makes use of the standard error (S. E.) of the *difference* between *two means*, as previously explained, remembering that the variance of the difference between 2 independent variates is equal to the *sum* of their variances.

This S.E here is determined by the analysis of variance ; it will be noted that Student's method gives the standard error of the *mean* difference. It is sometimes stated that the two determinations (for 2 classes of variates) give "identical" results. This is not exactly true but is only approximately verified in certain cases, as will be shown. Using the same notation as before, we have by Student's method :

Standard Error of a *mean* difference : $= \sqrt{\frac{\Sigma\,(x - y - d_m)^2}{n\,(n-1)}}$

By expansion, the *numerator* of this radical becomes :

$$\Sigma\,x^2 - 2\,\Sigma\,x\,y + \Sigma\,y^2 - 2\,.\,\frac{(\Sigma\,x - \Sigma\,y)^2}{n} + n.\,\frac{(\Sigma\,x - \Sigma\,y)^2}{n^2}$$

$$= \Sigma\,x^2 + \Sigma\,y^2 - \frac{(\Sigma\,x)^2 + (\Sigma\,y)^2}{n} - 2\left\{\Sigma\,x\,y - \frac{\Sigma\,x\;\Sigma\,y}{n}\right\} \text{(i)}$$

On the other hand, we have from Fisher's Analysis of Variance :
Standard Error of the difference between *two* means :

$$= \sqrt{\frac{2}{n}\cdot\frac{(\Sigma\,d^2{}_x + \Sigma\,d^2{}_y)}{2\,n-2}}$$

Expanding the numerator of the radical, we have :

$$\Sigma\,d^2{}_x + \Sigma\,d^2{}_y = \Sigma\,(x - \bar{x})^2 + \Sigma\,(y - \bar{y})^2$$

* *Note* : [Snedecor's table can be easily obtained from Fishers 5% 'z' table in this way :
1o. For given n_1 and n_2 (N. D. F.), multiply the figure in Table VI by 2.
2o. Obtain its antilogarithm from a table of *natural* logarithms. This will give the figure in Snedecor's table for the same n_1 and n_2].

$$= \Sigma x^2 - 2 . \frac{(\Sigma x)^2}{n} + n\bar{x}^2 + \Sigma y^2 - 2. \frac{(\Sigma y)^2}{n} + n\bar{y}^2$$

$$= \Sigma x^2 + \Sigma y^2 - \frac{(\Sigma x)^2 + (\Sigma y)^2}{n} \quad \text{(ii)}$$

Whence we see that the two expressions (i) and (ii) differ by:

$$2 \left\{ \Sigma x y - \frac{\Sigma x \Sigma y}{n} \right\}$$ and this is not zero. For writing $(\bar{x} + \delta x)$ and $(\bar{y} + \delta y)$ in place of x and y and expanding, we get, since $\Sigma \delta x = \Sigma \delta y = 0$, that the two terms differ by $\Sigma \delta x \delta y$ a quantity of the second order of magnitude. Hence, if the individual x and y values show departures from their *mean* value which are small, we conclude that (i) and (ii) are nearly equivalent. When large variations exist this will not be true.

The significance of a difference (d) between the means of 2 classes of variates (e.g. treatments, varieties, methods of planting...) may be judged by the 't' value: $t = \frac{d}{S.E._{(d)}}$ where $S.E._{(d)}$ is as obtained above.

This t is compared to the 5% precalculated value from the tables and the degree of significance deduced.

Conversely, the theoretical (5%) 't' value from the tables can be used to give an evaluation of the *actual difference* in yield, (between two plots or series of plots) which may be considered *limiting* for significance. This is obtained from the product of the theoretical 't' and $\sqrt{2}$ times the standard deviation deduced from the "error" variance of the experiment.

The analysis of variance has found very interesting applications in the testing of results from balanced design of experiments, such as in block or latin-square lay-outs, and the more recently developed "factorial" experiments in which simultaneous tests of different nature are efficiently and economically carried out, in a combined arrangement. The possibility in these cases of determining separately the effect (if any) of "position" in the field lay-out and also "interaction" effects, when they exist, allows of a far more precise evaluation of the "error" variance on which the test of significance is based.

The tests by themselves, however, cannot give reliable information, unless the trials have been carried out on the *minimum* scale required for such positive results. For instance, in testing varieties, a minimum of 5 replicate plots for each variety is considered necessary; for differences in fertilizer treatments a minimum of 7 replicates per treatment is generally asked for.

Many biologists however find it difficult to admit that the strict requirements of the statistical theory can reasonably find a logical application into the *intricate* world of the living organism and it must be admitted that in some cases, the essential and strict limitations within

which statistical theory was made to apply are overlooked or ignored to a large extent, leading to an "extrapolation" of the statistical criteria into the domain of agriculture for which no justification can be found.

IV. *The Universal Yield diagram :*

Quite recently, Dr. O. W. Wilcox* has introduced an entirely different method of evaluating the results of field trials. Abandoning the purely statistical analysis, whose validity as a criterion in judging of plant growth is questioned, Dr. Wilcox claims in his new method to pay greater attention to the biological realities of plant life ; he makes use of a basic principle due to Mitscherlich, and which appears to be one more particular case of a general law, often encountered in Nature.† This principle, known as the "Law of diminishing increments," can be stated in this way :

If a nutrient or fertilizer is progressively added to the soil, by equal increments in quantity, the plant yield will augment in correspondingly *diminishing* increments until such a point as there will be no further response in growth.

Dr. Wilcox, following Mitscherlich, maintains that for each plant there exists a *normal* yield or growth curve, represented by the following "Universal Yield equation" : $\log (A-y) = \log A - kx$, in which A represents the maximum possible yield obtainable under the existing conditions ; y is the calculated yield corresponding to each value of x, representing the equal nutrient increment and k is a constant to be determined. The equation is also quoted as the Mitscherlich normal yield equation ; it is more easily recognisable as belonging to a common law of nature under the following alternative form : $y = A\,(1 - \varepsilon^{-kx})$. The use of the Mitscherlich equation has been standardised by adopting (after Baule) the following convention : The equal increments in x (nutrient units) will be such as to make each successive y (yield) increment just $\frac{1}{2}$ of the preceding increment.

Since from the equation, $y = 0$ when $x = 0$, we shall have, for successive units of x :

$$y_2 - y_1 = \tfrac{1}{2}\, y_1$$

$$y_3 - y_2 = \tfrac{1}{2}\,(y_2 - y_1) = \tfrac{1}{4}\, y_1$$

.....

$$y_n - y_{n-1} = \frac{1}{2^{n-1}}\, y_1 \; ; \qquad \text{also} \qquad y_1 = A\,(1 - \varepsilon^{-k})$$

$$y_2 = A\,(1 - \varepsilon^{-2k})$$

$$y_n = A\,(1 - \varepsilon^{-nk})$$

* The original work of Dr. Wilcox was kindly communicated to me through the courtesy of Mr. Louis Baissac to whom I am greatly indebted.

† Cf. Fechner's law for one example.

whence $\varepsilon^{-k} = \frac{1}{2}$ $k = \log_e 2$. In that case, Mitscherlich equation becomes : $y = A\ (1 - 2^{-x})$

However, common logarithms are, as a rule, preferred for convenience ; in that case we shall have : $k = \log_{10} 2 = 0.301$

The equation for practical usage will then be :

$\log_{10} (A - y) = \log_{10} A - 0.301\ x$ where x is in *Baule units* of fertilizer as defined above.

Accepted Baule units are as follows : for Potash = 83 lbs per acre
Nitrogen = 223 lbs ,,
Phosphoric acid = 45 lbs ,,

The universal yield diagram which serves as a criterion here for judging of experimental trials, consists of a family of these *normal growth* curves in which A (the maximum obtainable yield) assumes different values.

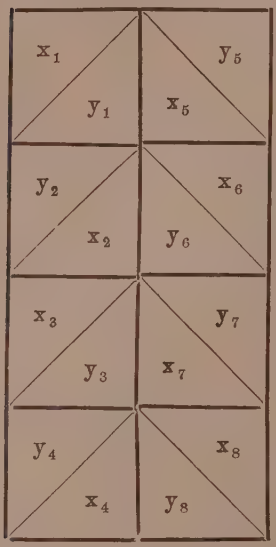
To use the diagram in practice, the field results must be plotted with the *same scale values* (for x and y) as are used in the universal yield diagram. Since it is the value of A which determines and discriminates the particular normal yield curve of the family, the procedure in testing a set of fertilizer treatments is to determine by a close juxtaposition the one particular curve of the family to which the acquired results seem to point. This immediately indicates the maximum theoretical yield A obtainable under the conditions of the experiment. Comparison between the "theoretical" values shown on the *normal* yield curve and the actual results obtained in the field, gives the "deviations" of the experiment from the "normal." The magnitude and sign distribution of these deviations enable the experimenter to judge his results.

Besides this test, the diagram allows of the original fertility value of the field in the *untreated* state to be assessed ; it also indicates for what value of nutrient, the limiting fertility of the soil will be reached ; in other words, it indicates the maximum contribution of fertilizer consistent with profitable yield. Hence the probable depletion of the natural fertility of a soil can be anticipated and provided against.

These possible deductions are no doubt very valuable features of this "Universal Yield Diagram" but it remains that the normal yield curve is in reality purely arbitrary in structure and consequently the deductions obtainable from its use have still somewhat the taint of "theoretical" conceptions. Its use is entirely limited to *fertilizer* tests ; but in that respect, it must be conceded that it affords a very simple evaluation of a test, as all the available information can be gathered by mere inspection of a set of superposed curves.

Appendix

Analysis of variance — Example of computation for BLOCK lay-out :



2 treatments x, y ; 8 blocks I —> VIII
16 plots.

Total sum-squared deviations :

$$\Sigma \Delta^2 xy = (\Sigma x^2 + \Sigma y^2) - \frac{(\Sigma x + \Sigma y)^2}{16} \quad \text{(i)}.$$

N. D. F = 15.

Variation *between* BLOCKS : each block is represented by two independent variates (x, y).

Sum-squared deviations.

$$\frac{\Sigma (x + y)^2}{2} - \frac{(\Sigma x + \Sigma y)^2}{16} \quad \text{(ii)} \qquad \text{N. D. F.} = 7.$$

Variation *within* BLOCKS : difference between (i) and (ii) :

$$\text{Sum-squared deviations} = (\Sigma x^2 + \Sigma y^2) - \frac{\Sigma (x + y)^2}{2} \quad \text{(iii)}.$$

Variation *between* Treatments :

Sum-squared deviations =

$$\frac{(\Sigma x)^2 + (\Sigma y)^2}{8} - \frac{(\Sigma x + \Sigma y)^2}{16} \text{ (iv) N. D. F.} = 1$$

Variation *within* Treatments (= error variation) : difference (iii) and (iv)

Sum-squared deviations =

$$\left\{(\Sigma x^2 + \Sigma y^2) - \frac{\Sigma (x + y)^2}{2}\right\} - \left\{\frac{(\Sigma x)^2 + (\Sigma y)^2}{8} - \frac{(\Sigma x + \Sigma y)^2}{16}\right\} \quad \text{(v)}.$$

The estimate of variance *between* treatments is obtained by dividing (iv) by its N.D.F. = V_t. Similarly the estimate of variance *within* treatments (error variance) is obtained by dividing (v) by its N. D. F. = V_e. At this point the 'z' test is applied or Snedecor's $\frac{V_t}{V_e}$ ratio determined as explained on pages 62 and 63.

Example of computation for a LATIN SQUARE —

	col. k_1	col. k_2	col. k_3
row r_1	a_1	b_1	c_1
row r_2	c_2	a_2	b_2
row r_3	b_3	c_3	a_3

3 treatments A . B . C . 9 plots

Total sum-squared deviations :

$$\Sigma a^2 + \Sigma b^2 + \Sigma c^2 - \frac{(\Sigma a + \Sigma b + \Sigma c)^2}{9} \quad \text{(i)}$$

N.D.F. = 8.

Positional variation :

variation between rows — 3 plots to each row :

Sum — Squared deviations $= \frac{(\Sigma r_1)^2 + (\Sigma r_2)^2 + (\Sigma r_3)^2}{3} -$

$$\frac{(\Sigma a + \Sigma b + \Sigma c)^2}{9} \quad \text{(ii)}$$

N. D. F. = 2

Variation between columns :— 3 plots to each column :

Sum Squared deviations $= \frac{(\Sigma k_1)^2 + (\Sigma k_2)^2 + (\Sigma k_3)^2}{3} -$

$$\frac{(\Sigma a + \Sigma b + \Sigma c)^2}{9} \quad \text{(iii)}$$

N. D. F. = 2.

Variation between treatments : — 3 plots to each treatment :

Sum Squared deviations : $= \frac{(\Sigma a)^2 + (\Sigma b)^2 + (\Sigma c)^2}{3} -$

$$\frac{(\Sigma a + \Sigma b + \Sigma c)^2}{9} \quad \text{(iv)}$$

N. D. F = 2

Sum squared deviations due to Error is given by the difference between (i) and the total of (ii) + (iii) + (iv). N. D. F. = 2. = (v)

Dividing (iv) by its N. D. F., the estimate of variance due to difference of treatment is obtained ($= V_t$).

Dividing (v) by its N. D. F. the estimate of variance due to Error (V_e) is obtained, any positional effects (rows, columns) having been eliminated.

Tests are now applied in the way explained above.

LA PLUIE EN 1942

En 1942, la pluie a été irrégulièrement répartie et, au total, déficitaire, par rapport à la normale.

Le premier trimestre de l'année accuse partout des écarts négatifs considérables, sans toutefois atteindre des valeurs de " sécheresse ". En avril, la pluie redevient pratiquement normale mais, de mai à juillet le déficit redevient très accusé, surtout en mai. En août et septembre la pluviosité totale est pratiquement normale tandis qu'en octobre elle dépasse largement les totaux habituels. Novembre et décembre présentent des totaux normaux en général.

La carte ci-jointe fait bien voir la distribution anormale, ainsi que le déficit. L'isohyet de 25 pouces se prolonge jusqu'au Nord et celui de 50 pouces, approximativement normal à la Rivière Noire, s'éloigne beaucoup de la côte dans le Nord et à Flacq. L'isohyet de 75 pouces se compare en général avec la normale mais celui de 100 pouces englobe le plateau central qui, normalement, est ceinturé par l'isohyet de 150 pouces. Quelques îlots d'abondance se font voir à l'Est et au Sud-Est : mais ils sont de peu d'étendue. En somme, le déficit est accusé surtout dans les régions côtières du Nord et sur le plateau central.

M. KŒNIG

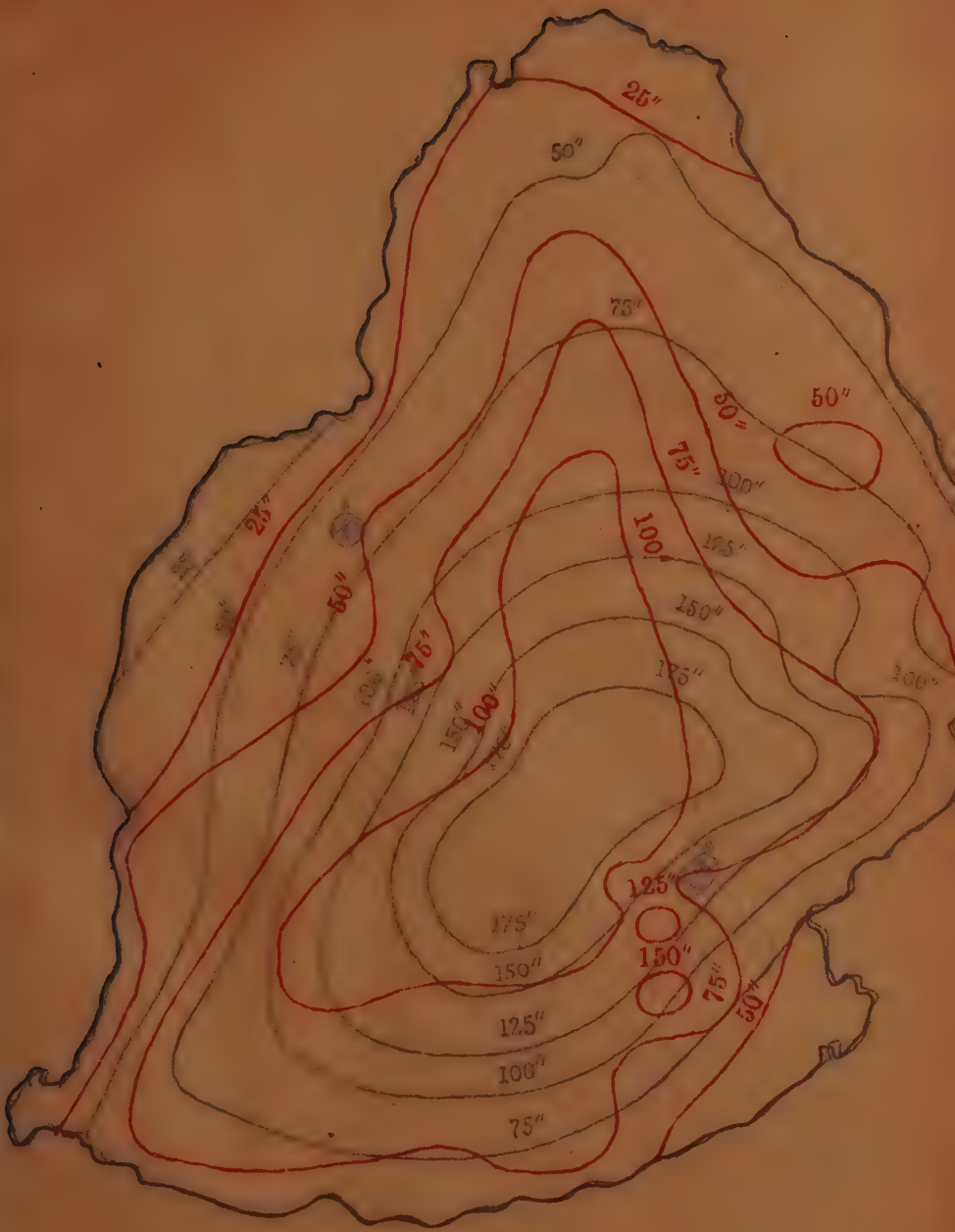
UTILISATION DE LA FARINE DE PATATE POUR LA FABRICATION DU PAIN

La farine de patate douce est une source de diastases que l'on peut utiliser comme fortifiant ou améliorant de panification. La préparation est des plus simples. On lave les patates, on les sèche à une température inférieure à 50 °C. Le rendement en farine est d'environ 1/3 du poids.

Des essais ont été faits en partant d'une pâte formée par 450 grammes de farine de patate, 7 gr. de sucre, 10 gr. de sel, 16 gr. de levure et ce qu'il faut d'eau pour avoir une pâte de bonne consistance.

La texture, la couleur, l'odeur et surtout le volume sont très sensiblement améliorés par l'incorporation de cette farine de patate.

(Le Paysan de Cochincine — 19 Septembre 1940.)



PLUVIOMÉTRIE 1942 — 1904-1933

LA PLUIE [illegible] 1942

[illegible] répartie et, au total, défi[illegible] [illegible] à la normale.

Le premier trimestre de l'année accuse partout des écarts négatifs considérables, sans toutefois atteindre des valeurs de "sécheresse". En [illegible] pratiquement normale, mais, de mai à juillet le [illegible] surtout en [illegible] août et septembre la [illegible] pratiquement [illegible] octobre elle [illegible] les totaux [illegible] décembre présent[illegible] en général.

[illegible] bien [illegible] ainsi que [illegible] L'isohyet [illegible] pouces [illegible] Nord et celui de 30 pouces approximativement normale [illegible] la Rivière Noire, s'éloigne [illegible] dans le Nord [illegible]. L'isohyet de 75 pouces se compare en général avec la normale [illegible] de [illegible] pouces englobe le plateau central qui, [illegible] est [illegible] par l'isohyet de 150 pouces. [illegible] d'abondance se font [illegible] au Sud-Est ; mais ils [illegible]. En somme, [illegible] est accusé surtout dans les [illegible] du Nord et sur le plateau central.

[illegible]

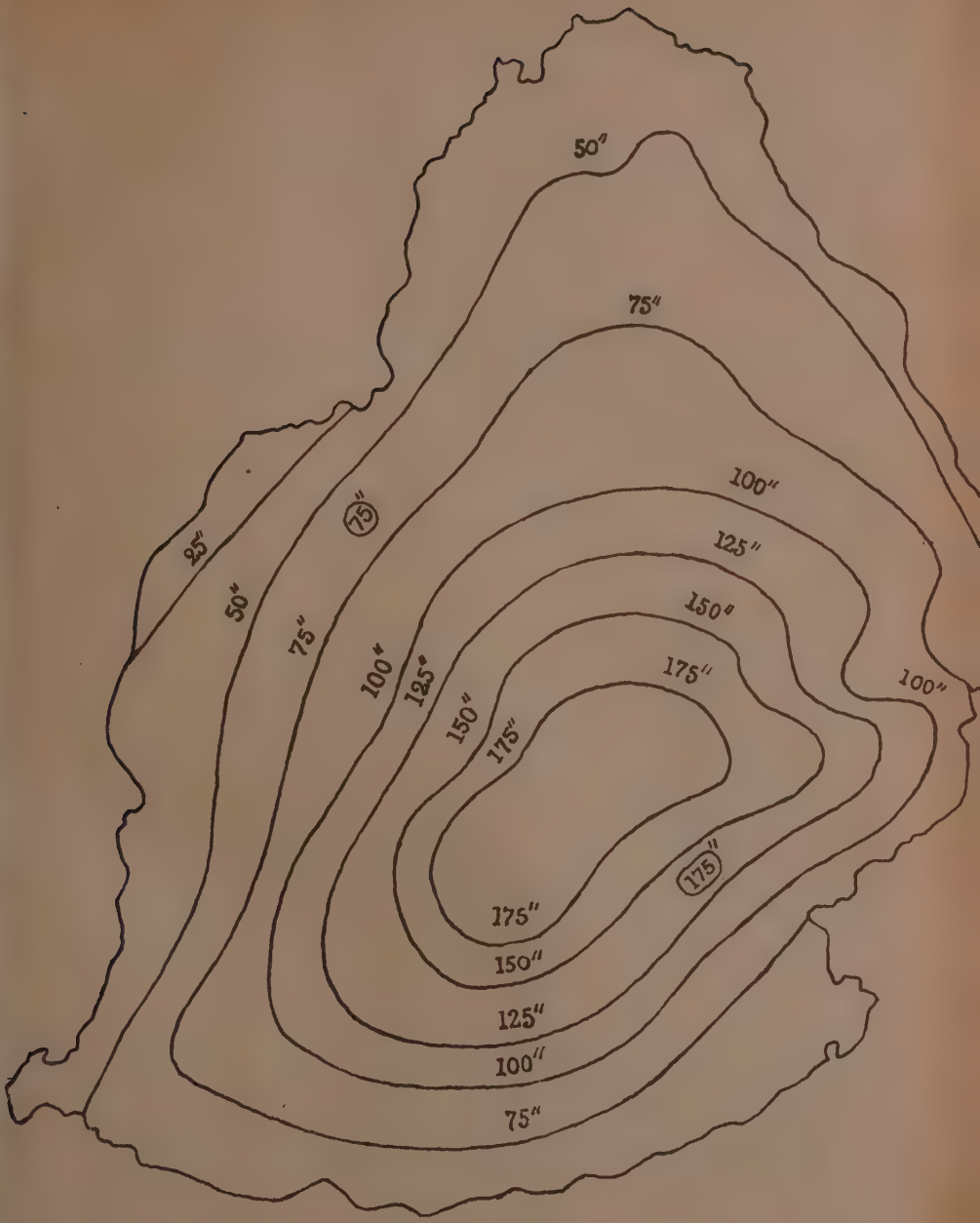
[illegible] DE LA FARINE DE PATATE POUR LA [illegible]RICATION DU PAIN

[illegible] est une source de [illegible] que l'on peut [illegible] en améliorant [illegible]. La préparation [illegible] les patates, [illegible] une température [illegible] rendement en farine est [illegible] 1/3 du poids.

[illegible] en partant d'une pâte [illegible] par 450 grammes [illegible] gr. de sel, [illegible] gr. de levure et ce [illegible] de bonne consistance.

La texture [illegible] le volume sont très sensiblement [illegible] cette farine de [illegible].

(Le Paysan de Cochinchine — 12 Septembre 1940.)



PLUVIOMÉTRIE MOYENNE 1904-1933

LE CYCLONE DE FÉVRIER 1943

M. V. Marc HERCHENRODER

Assistant Directeur de l'Observatoire

Ce cyclone dont l'existence fut remarquée pour la première fois, le 6 février au Sud-Sud-Est de l'Archipel Chagos, vers le 12° parallèle, fit un parcours remarquable par sa durée, sa longueur ; par la vitesse de translation du centre et par la forme irrégulière de sa trajectoire.

Traversant environ 275 milles de l'océan journellement du 6 au 9 février, dans une direction W.S.W, le centre passa d'abord à 125 milles du Nord-Ouest de Rodrigues dans la matinée du 9 février. Il semblait à ce moment que l'île Maurice serait directement menacée, car une légère inflexion de la trajectoire vers le Sud-Ouest et ensuite vers le Sud, ce qui est normal, aurait fait passer le centre sur l'île.

Les craintes à ce sujet se maintinrent pendant toute la nuit du 9 au 10, alors que le baromètre baissait de manière inquiétante ; mais dans la matinée du 10, on n'avait encore observé aucune inflexion de la trajectoire ; on comprenait alors que le centre passerait au Nord de l'île. C'est ce qui se produisit vers 13 heures ce même jour. La menace tournait donc vers l'île de la Réunion. Le vent à Maurice avait atteint 50 milles à l'heure dans les hauteurs mais seulement 40 milles à l'heure dans le Nord de l'île. Il se produisit alors quelque chose de remarquable, bien que ce ne soit pas nouveau (cf. le cyclone de février 1927). Dans l'après-midi du 10, évitant l'île de la Réunion, dont la haute cime du Piton des Neiges a cette fière réputation de pouvoir quelquefois écarter les cyclones, le centre s'incurve légèrement vers le Nord et aborde Tamatave dans la nuit du 11 au 12. En même temps que ce phénomène se produit, le centre se creuse et s'intensifie considérablement ; la vitesse de translation passe de 11½ nœuds à un peu plus de 13 nœuds.

On a appris par la radio et les journaux les dégâts considérables causés par le cyclone à la ville de Tamatave ; dans le port, deux jetées furent endommagées. Il nous fut rapporté, d'autre part, que la violence du vent avait excédé 150 milles à l'heure à Tamatave, et que le baromètre du port était descendu à 960 millibars (720 mms) ; ces faits demandent à être confirmés. S'ils étaient vérifiés, la profondeur du centre du cyclone à l'instant où il frappait Tamatave aurait été de 50 millibars soit de 37.5 millimètres de mercure, environ.

On se rappelle que le fameux cyclone du 29 Avril 1892 avait une pro-

fondeur de 70 millibars ou 52.5 mms de mercure. Les journaux ont déjà fait le parallèle entre la violence de ce cyclone et la violence de celui qui dévasta Tamatave en Février 1927. Un rapprochement plus intéressant existe dans une déviation analogue de la trajectoire du cyclone de 1927.* Nous avons reproduit cette trajectoire (en pointillé) ici à l'intention des lecteurs de la Revue Agricole, afin de leur permettre de constater cette particularité.

Il reste peu de chose à dire sur le météore.

Le centre en traversant Madagascar une première fois vers l'Ouest s'affaiblit quelque peu. Contrairement toutefois à ce qu'on a souvent constaté avec des cyclones de plus faible profondeur, le tourbillon ne fut point "*désorganisé*" ; le centre arrivé à la côte Ouest de la grande île, à hauteur de Maintirano, s'incurva (enfin !) et traversa à nouveau l'île un peu au Sud de son premier passage.

Le centre, cette fois, allait vers l'Est-Sud-Est.

A peine eut-il gagné l'océan, que sa vitesse et son intensité reprirent de plus belle ; du 17 au 18, il parcourut 420 milles d'océan, à une vitesse de 17½ nœuds environ.

Ayant alors passé le 30e parallèle Sud, on perdit sa trace bien définie sur les cartes ; mais il y avait encore maintes indications que sa carrière était loin d'être terminée.

* Déterminée par M. Kœnig.

DOSAGE DE L'HUMIDITÉ DANS LE MAÏS

Sur la demande de M. C. Bathfield, Président du Comité Central des Administrateurs, la Société des Chimistes confia à un sous Comité l'étude de la question ayant trait au dosage de l'humidité dans le maïs. Ce sous-comité composé de MM. R. Lincoln président, A. Hardy fils, secrétaire, Antoine Vinson, Serge Dupont de Rivals St. Antoine, Robert de Spéville, Roger Bax a présenté le rapport suivant qui fut ratifié à l'assemblée générale de la Société des Chimistes tenue le 26 Mars 1943, aux fins d'être présenté au Comité Central des Administrateurs.

Rapport du Comité

Le Comité chargé d'étudier toute question relative au dosage de l'humidité dans le maïs a l'honneur de vous soumettre les suggestions suivantes :

1. Le Comité propose l'adoption du procédé de " Brown et Duvel " pour effectuer le dosage d'humidité, méthode employée en Amérique et en Afrique du Sud, appliquée principalement dans le cas du maïs. Les détails de cette méthode sont annexés à ce rapport.

2. Le Comité considère qu'il faut admettre un écart, une tolérance entre le chiffre trouvé par le vendeur et celui indiqué par le Gouvernement, dans ce but préconise que la limite d'erreur soit de plus ou moins 2.0 % ; chiffre accepté en Angleterre pour les analyses de ce genre (viz. Fertilizers & Feeding Stuffs Regulations of 1932).

3. Le Comité suggère la nomination au " Maize Mill " d'un officier qualifié, qui serait chargé spécialement de l'échantillonnage et des analyses de maïs, ce contrôle étant la base même des transactions.

4. Le Comité recommande l'utilisation des rafles de maïs comme combustible pour les sécheries, les cendres contenant une forte teneur en potasse devant être répandues aux champs.

(S.) A. HARDY fils. (S.) R. LINCOLN.

Dosage de l'humidité des Grains de Maïs

1. *Echantillonnage.* Le nombre d'échantillons à être prélevés doit être en rapport avec le poids total de la marchandise. Il convient donc d'observer les prescriptions suivantes :

Prélever 5 échantillons (d'environ 200 grammes chacun) pour 3 tonnes de maïs

„	8	„	„	„	„	„	3-5	„	„
„	12	„	„	„	„	„	5-10	„	„
„	15	„	„	„	„	„	10-20	„	„

La prise d'échantillons sera faite au moyen d'une sonde qui sera plongée dans le nombre de sacs indiqué par le barême ci-dessus, la sonde étant introduite diagonalement dans le sac, par le côté cousu.

Mélanger intimement les prises d'échantillons pour obtenir un tout homogène, avant de faire la pesée pour le dosage.

2. *Méthode de " Brown et Duvel ".* Un poids connu de maïs est mis dans un récipient convenable contenant une huile spéciale. L'huile portée à une température beaucoup plus élevée que le point d'ébullition de l'eau, chasse celle-ci des grains de maïs et l'eau récoltée dans une éprouvette graduée est mesurée.

Modus operandi : Peser 100 grammes de maïs que l'on introduit dans le ballon en cuivre. Recouvrir d'huile " Etna oil extra heavy " — *seule huile autorisée* — (environ 150 c. c.). Relier le ballon au condenseur. Utiliser un thermomètre gradué jusqu'à 210-220° C. Le thermomètre doit tremper dans l'huile. Chauffer prudemment au début pour éviter le remontage de l'huile et porter graduellement la température jusqu'à 195° C. en environ une demi-heure. Mesurer alors le nombre de centimètres cubes d'eau condensée qui donnera directement le pourcentage d'humidité.

LE JARDIN EN MAI ET JUIN

Le Topinambour

Le Topinambour (*Helianthus tuberosus* Linn.), " Jerusalem Artichoke " en anglais est une plante de la famille des composées, originaire de l'Amérique du Nord.

C'est une plante herbacée, robuste, de croissance hâtive dont certaines variétés peuvent arriver à mesurer 8 pieds de haut. Le système radiculaire se compose de racines tubéreuses de formes, irrégulières et recouvertes d'un épiderme rougeâtre, violacé ou blanc. Le cycle végétatif de la plante se termine en une période de quatre à six mois, époque à laquelle apparaît une profusion de fleurs jaunes ressemblant à de petits " soleils ", et dont le topinambour est d'ailleurs prochement allié.

Les topinambours apparaissent sur le marché à Maurice vers janvier et sont abondants pendant tout l'été. C'est surtout dans les régions élevées de l'île que ce légume vient bien. Dans la pratique locale l'on conserve pour la plantation, les tubercules dans un endroit sec et frais — après les avoir fait bien dessécher — pendant les mois d'hiver. Ils sont plantés à partir du mois de septembre jusqu'à janvier en fossé, dans un sol bien ammeubli à une distance de deux pieds l'un de l'autre, et à une profondeur d'environ trois pouces. L'on doit choisir de préférence de gros tubercules pour la plantation et faire au moins un buttage pendant la période de croissance. Les boutons floraux doivent être enlevés aussitôt qu'ils apparaissent afin d'amener un plus grand développement de la partie souterraine de la plante. Certains maraîchers opèrent différemment pour les semences, en laissant les tubercules en terre, et en partageant la souche aussitôt que les rejets apparaissent.

La récolte s'effectue de quatre à six mois après la plantation, lorsque les feuilles et les tiges commencent à se dessécher. L'on peut compter en moyenne un rendement de deux à trois livres de racines comestibles par plant.

Outre son utilité comme légume, les racines rapées peuvent être utilisées comme nourriture pour les oiseaux de basse-cour, alors qu'en Amérique on en fait un emploi considérable dans les porcheries.

Il y a peu d'ennemis naturels du topinambour à Maurice, la maladie la plus dangereuse est la pourriture du collet causée par un champignon,

Sclerotium rolfsii (voir la Revue Agricole, Vol. XX, p. 120). Les plants malades doivent être enlevés et brûlés et l'on doit éviter de replanter dans le même endroit.

Calendrier Horticole pour Mai et Juin.

L'on sème encore pendant ces mois les mêmes espèces de fleurs et de légumes que les mois précédents c'est-à-dire : capucines, rose trémière, delphinium, gueule de loup, giroflée, pied d'alouette, pois de senteur, œillet, lupins, pensée, phlox, salvia, linaires, salpiglossis. Les tubercules de glaïeul peuvent être plantés à partir de mai et commenceront à fleurir de 4 à 6 semaines après la plantation.

Mai est un bon mois pour bouturer les hortensias.

Dans les localités humides il est mieux d'attendre jusqu'au début de juin pour transplanter les semis.

L'on continue à semer les légumes suivants : laitue, chou, chou-fleur, chou-navet, petit pois, haricots, salsifis, radis, épinard, tomate, céleri, betterave.

Les drageons d'artichauts doivent être plantés en mai dans une terre bien ameublie et bien drainée.

Mai et juin sont les véritables mois pour les plantations de pomme de terre.

REVUE DES PUBLICATIONS TECHNIQUES

BEAUCHAMP, C.E.— The leaf composition of different cane varieties and its relationship to their cane and sugar yield. (La composition de l'organe foliaire de différentes variétés de cannes et son rapport avec le rendement en cannes et en sucre).

Proceedings 15th Ann. Meeting Associacion de Técnicos Azucareros de Cuba, pp. 39-46, La Habana, Cuba, Décembre 1941.

Cette étude complète une précédente sur le même sujet et qui fut communiquée à une réunion antérieure de l'association. L'objet consiste à déterminer s'il existe une corrélation entre la composition des feuilles de sept variétés différentes aux premiers stades de leur croissance et les rendements de ces variétés lors de leur récolte. Les variétés incluses en cette étude peuvent être classées en deux groupes selon la composition chimique de leur organe foliaire ; l'une possédant une forte teneur en azote, phosphore et potasse, et l'autre possédant une teneur plus faible en ces mêmes éléments. Le premier groupe comprenant les variétés M-28, POJ-2883 et POJ-2714 donna lieu à un rendement plus faible tant en poids qu'en longueur totale de tiges par touffe que le groupe comprenant la POJ-2727, et la Co. 213. La variété Cristalina, dont la feuille possède pourtant une faible teneur en éléments essentiels ne donna qu'un rendement médiocre aux champs.

Il semble exister un rapport direct entre la teneur en éléments essentiels des feuilles et celle du jus des variétés différentes, étant donné qu'à part une seule exception, les variétés possédant une teneur élevée en azote, phosphore et potasse dans leurs feuilles avaient aussi dans leur jus une forte proportion de ces mêmes éléments.

La proportion de sucre recouvrable dans le jus se montra en rapport direct avec la teneur du jus en phosphore et en potasse. Les variétés dont le jus possède une teneur élevée en ces éléments, prises individuellement ou collectivement, donnèrent lieu à une plus forte proportion de sucre recouvrable, tandis que celles dont le jus est moins riche en un seul ou aux deux éléments précités ne révélèrent qu'une faible teneur en sucre.

Aucun rapport ne put être établi entre la teneur des feuilles en calcium et en magnésium et celle du jus ; de même qu'entre la teneur totale $N + CaO + MgO$ des feuilles et du jus.

L'auteur est d'opinion que l'efficience de la nutrition est un caractère spécifique de la variété particulière et que toute étude portant sur la fertilité du sol doit prendre en considération ce caractère individuel de chaque variété.

BEAUCHAMP, C. E.— The colorimetric determination of Phosphorus (Le dosage colorimetrique du phosphore).

Proceedings 15th Ann. Meeting Associacion de Técnicos Azucareros de Cuba, pp. 47-51, La Habana, Cuba, Dec. 1941.

La méthode de dosage du phosphore colorimétriquement est basée sur la coloration bleue qui se produit par la réduction du phosphore contenu dans l'échantillon par le chlorure stanneux en présence de molybdate d'ammoniaque dans une solution d'acide sulfurique.

Cette méthode possède l'avantage d'être rapide et précise, mais il faut y apporter certaines précautions dont la principale consiste à faire opérer la réaction colorimétrique dans un milieu dont la concentration en phosphore ne dépasserait pas une partie par million approximativement. Cette recommandation repose sur le fait observé au cours des recherches faites, que l'intensité de la réaction colorimétrique est proportionnelle à la concentration de phosphore à condition que cette concentration ne dépasse pas 4 à 5 parties de P_2O_5 par million. Avec des concentrations plus élevées de P_2O_5 la réaction colorimétrique est considérablement réduite.

FOWLIE, P. & ALMOND, F. L.— Eight Progress Report on Experiments at Umfolozi. (Huitième Rapport sur les Expériences à Umfolozi).

Proceedings 6th Ann. Cong. S. A. Sugar Tech. Association, pp. 69-75, 1942.

Parmi diverses expériences d'engrais, de variétés etc., sur la culture de la canne, les auteurs communiquent les résultats suivants obtenus d'une expérience combinée sur les engrais et sur l'espacement des lignes de plantation :

Catégorie	Age en Mois	Tonnes de sucre à l'arpent					
		Espacement des lignes				Engrais	
		4 pieds	5 pieds	6 pieds	7 pieds	Avec Engrais	Sans Engrais
Vierges	20	9.07	9.04	9.16	8.98	9.06	9.07
1ères Repousses ...	12	5.98	5.76	5.68	5.43	5.70	5.73
2ème Repousses ...	11½	6.34	6.26	6.19	6.27	6.19	6.34
Total		21.39	21.06	21.03	20.68	20.95	21.14

Au cours d'une discussion à la suite de la communication, le premier auteur dit qu'à Umfolozi l'espacement habituel des lignes est de 5 à 6 pieds pour la POJ-2725, mais qu'il existe actuellement une tendance de cultiver la Co. 281 à 4 1/2 et même à 4 pieds d'espacement. Il pense que ces essais démontrent qu'il n'existe que très peu de différence pour toutes les variétés entre les plantations effectuées à 4, 5 et 6 pieds ; et que seulement une faible réduction de rendement a été observée à 7 pieds d'espacement et que cette réduction, dans les conditions de l'expérimentation, n'était pas probante.

Etant donné ce qui précède, il n'est pas en faveur d'une plantation plus rapprochée, même pour la Co-281, car ce a implique un coût de plantation plus élevé, un emploi plus considérable de boutures, et des sarclages à la main.

L'auteur pense que ces résultats s'appliquent aussi bien aux autres régions et dit qu'il existe quelque évidence quant à une augmentation de la richesse en sucre de la canne lorsqu'elle est plantée à des espaces plus grands.

GUEDES, Adolfo Ménder. — The Pruning of Sugar Cane Stools. (La taille des souches de cannes).

Proceedings 15th Ann. Meeting Associacion de Técnicos Azucareros de Cuba, pp. 57-58, La Habana, Cuba, Dec. 1941.

En raison du nombre excessif des racines et des tiges souterraines qui demeurent attachées à la souche des cannes après la récolte, le développement des repousses se fait non seulement avec retard, mais encore donne naissance à des tiges de vigueur considérablement réduite. La présence de cette masse inutile de racines et de ce nombre de tiges rabougris qui ne réussissent pas à se développer normalement en cannes à être coupées utilisent sans profit pour le cultivateur les éléments nutritifs du sol se trouvant dans la région des souches.

L'auteur ne conçoit aucun doute quant aux bons résultats que l'on pourrait obtenir en opérant la taille ou l' " élagage " des souches. Il considère que puisqu'un nombre restreint de bouture à la plantation et leurs quelques œilletons réussissent à produire des touffes de 20 à 30 cannes, il n'y a pas de raisons de penser que les tiges épargnées après l'élagage des souches ne suffiront pas pour reformer des touffes normales en repousses.

L'auteur pense que si l'on procédait à la taille des souches chaque année, cela conférerait aux plantations une existence quasi permanente. Cette opération devrait se faire aussitôt après la coupe d'une façon méthodique avec les moyens mécaniques qu'on pourrait aisément trouver à cette fin. L'arrangement des plantations aurait quelque peu à être modifié.

(N. de la R. Il est regrettable que l'auteur n'ait pas étayé son nouveau mode de culture de la canne par des résultats d'expériences qu'il a faites où qu'il aurait peut-être pu faire).

WALLACE, T.— Some Aspects of the Nutrition of Vegetable Crops.

(Quelques aspects de la nutrition des légumes).

Annals of Applied Biology. Vol. 29, No. 2, 1942.

La culture des légumes réclame les conditions suivantes :

1) Le sol doit être meuble et profond,

2) Le drainage ne doit pas être défectueux en aucune saison,

3) La réaction du sol doit être légèrement au-dessus de pH 6.0 et une certaine réserve de carbonate de chaux doit être présente,

4) Le sol doit contenir de la matière organique à l'état actif de décomposition en abondance,

5) Les éléments nutritifs tels qu'azote, potasse et phosphates doivent être présents dans le sol en quantités appropriées, et ce dernier ne devrait pas manquer de magnésie, manganèse, fer, bore, soude et chlore en certaines proportions.

Voici les besoins nutritifs principaux de certains légumes :

Crucifères : Choux, choux-fleurs, choux de Bruxelles, etc. Pourvu que le sol soit en bonne condition et contienne une certaine réserve de chaux, les rendements peuvent être maintenus très haut par des apports libéraux d'engrais azotés.

Racines : Carottes, navets, betteraves, etc., semblent avoir un besoin particulièrement élevé en potasse. Pour la betterave, la soude (sel de cuisine) peut remplacer la potasse et le sol ne doit pas contenir trop de chaux.

Légumineuses : Pois, haricots, etc., ne doivent pas être cultivés dans des sols déficients en potasse et le cultivateur doit leur donner préférence en cet élément.

Oignons : Les oignons ont un besoin particulier en potasse. Les poireaux doivent aussi en recevoir, mais ceux-ci exigent en outre beaucoup de matières organiques.

Laitue et Epinard : La laitue réclame un sol très fertile dont la potasse doit être un élément important. Les engrais azotés sous la forme organique semblent nettement supérieurs à ceux sous la forme minérale. L'épinard dans de bonnes terres n'a besoin principalement que d'engrais azotés.

SOCIÉTÉ DES CHIMISTES DE MAURICE

Les membres se sont réunis en Assemblée Générale Annuelle le Vendredi 29 Janvier 1943, à l'Institut, à 12.30 heures, sous la présidence de Monsieur Vivian Olivier, président.

Etaient présents : MM. Gaston Antelme, Octave d'Hotman de Villiers, René Fauque, France Giraud, Gustave Guérandel, Adrien Hardy, Paul Kœnig, Eugène Lagesse, André Martin, Guy Masson, George R. Park, Régis Pilot, P. de Sornay, J. Doger de Spéville, Jean Vinson, Ph. Tournois, André Baissac, M. de Chazal, Francis North Coombes, Ph. Labauve d'Arifat, Serge Dupont de Rivalz St. Antoine, Jean Rey.

Se sont fait représenter : MM. Louis Baissac, A. Bérenger, M. Bouic, F. N. Coombes, O. Davidsen, Guy Ducray, M. Regnaud, F. L. Smith, Adrien Wiéhé, R. Avrillon, R. Bax de Keating, L. Bourgault du Coudray, J. Coutanceau, Roger Desvaux de Marigny, R. d'Unienville, P. Giraud, R. Harel, J. Jauffret, R. Lagesse, J. Langlois, P. Langlois, R. Langlois, O. Maingard, E. Mayer, C. Noël, R. Plassan, M. de Rochecouste, F. Rivalland, C. Robert, F. Robert, L. Robert, P. Robert, F. Tennant, A. Leclézio et H. Vaudin.

Le Président déclare la séance ouverte et donne lecture du Rapport Annuel suivant :

Mes Chers Collègues,

C'est la seconde fois que j'ai l'avantage de présider notre association vieille de plus de 30 ans.

En acceptant la présidence, je connaissais les responsabilités qui m'attendaient et savais qu'il était très difficile pendant la guerre d'avoir des conférences techniques, vu que le temps est à l'action, où toutes les énergies — que ce soit sur le champ de bataille ou dans les industries — convergent vers un but unique : la victoire prochaine.

Néanmoins, le comité de direction a tenu six séances au cours desquelles d'importantes questions ont été discutées.

Un sous-comité a étudié la possibilité de fabriquer du sucre roux amélioré et son rapport a été soumis aux intéressés.

Il a été décidé de publier les œuvres de Bonâme et ce projet aurait déjà été mis à exécution, si ce n'était la rareté du papier. Je suis persuadé que la diffusion de ces travaux, actuellement très rares, rendra un immense service aux techniciens du pays.

Une assemblée générale décida, à l'unanimité, de modifier les statuts de l'association et je suis heureux de vous annoncer que l'acte notarié n'attend plus que l'approbation de Son Excellence le Gouverneur.

Je pense donc que c'est une des dernières fois qu'un Président de la Société des Chimistes s'adresse à vous. Je ne veux point dire par là que la Société des Chimistes est morte, bien au contraire elle n'a fait qu'évoluer en une association de techniciens à l'instar des grands centres sucriers.

Je suis certain que notre Société saura être encore utile à l'agriculture et aux industries de Maurice et j'ose espérer qu'elle pourra, dans un avenir prochain, disposer de moyens afin de grouper plusieurs sections, telles que : Agriculture, Génie, Chimie, Fabrication du Sucre, Distillerie ; nous devrons alors apporter nos efforts à tout standardiser dans la mesure du possible afin d'en retirer le maximum d'avantages.

En terminant, chers collègues, je vous remercie encore, de m'avoir fait confiance. (vifs appls.)

En l'absence du Trésorier, M. Alfred Leclézio, le Président présente l'Etat de Situation de la Société, arrêté au 31 Décembre 1942. Cet état indique une balance en caisse de Rs. 365.39.

Le Président offre des félicitations au Trésorier pour le beau travail accompli et propose l'adoption de l'Etat de Situation. Cette proposition est votée par acclamation.

MM. Marc de Chazal et Léon de Froberville sont nommés auditeurs pour l'année 1943, par acclamation.

Le Président offre ses remerciements à M. Louis Baissac pour l'assistance précieuse qu'il lui a donnée pour mener à bien et terminer la question de modifications aux Statuts de la Société. L'année prochaine, les élections auront lieu sur la nouvelle base, c.à.d. tous les membres ne formant qu'un seul groupement.

Il remercie aussi le Secrétaire. M. Francis North Coombes, d'avoir bien voulu accepter d'accomplir ses fonctions jusqu'à la fin de l'exercice, malgré ses nombreuses occupations, tant civiles que militaires.

Le Président procède ensuite au dépouillement des bulletins de vote pour l'élection du Comité de Direction pour l'année courante.

Le scrutin donne les résultats suivants : nombre de votants : 60.

Sont élus dans la série A :

M. Octave d'Hotman de Villiers	...	48 voix
„ Adrien Wiéhé	...	37 „
„ Louis Baissac	...	32 „
„ Pierre de Sornay	...	30 „
„ Julien Doger de Spéville	...	26 „

viennent ensuite : A. Martin, 25 voix ; A. Hardy, 17 voix ; G. R, Park, 13 voix ; R. Lincoln, 9 voix ; F. Giraud, 8 voix.

Sont élus dans la série B :

M. Alfred Leclézio	...	...	46 voix
„ Joseph Coutanceau ...	...	...	36 „
„ Francis Forth Coombes	...	...	29 „

MM. Staub, Paturau, Labauve d'Arifat obtiennent un certain nombre de voix.

L'ordre du jour étant épuisé la séance est levée.

(S) Francis NORTH COOMBES
Secrétaire.

(S) Vivian OLIVIER
Président.

CONSTITUTION DU COMITÉ POUR L'ANNÉE COURANTE

A la réunion du Comité qui a suivi les élections, les membres adjoints suivants ont été nommés : MM. Adrien Hardy, André Martin, Claude Noël et George R. Park et le bureau est ainsi constitué :

Président	... ...	M. Octave d'Hotman de Villiers
Vice-Président...	...	M. Pierre de Sornay
Secrétaire	... ...	M. Louis Baissac
Secrétaire-adjoint	...	M. Adrien Hardy
Trésorier	... ...	M. Alfred Leclézio

Procès-verbal de la réunion générale du 19 mars 1943.

Cette réunion a eu lieu à l'Institut, à 13 heures, sous le présidence de M. O. d'Hotman de Villiers, président.

Autres membres présents : MM. P.G. Antelme, Ph d'Arifat, A. Baissac, F. North Coombes, M. North Coombes, R. Desvaux de Marigny, S. Dupont de Rivalz St. Antoine, L. de Froberville, F. Giraud, J. A. Hardy, P. Kœnig, E. Lagesse, A. Leclézio, R. Lincoln, A. Martin, Masson, C. Noël, V. Olivier, G. R. Park, L. Pilot, R. Pilot, P. de Sornay, J. Doger de Spéville, Y. du Trévou, A. Vinson, A. Wiehe, et L. Baissac.

Invité : M. C. Bathfield, président du Comité Central des Administrateurs.

Le Président en ouvrant la séance, dit qu'à la demande du Président du Comité Central des Administrateurs, le Comité de la Société des Chimistes a nommé un Comité composé de M. Lincoln, président, et de MM. Roger Bax de Keating, Serge Dupont de Rivalz St. Antoine, Adrien Hardy, Frédéric Robert, Robert de Spéville, Antoine Vinson et Adrien

Wiehe pour étudier le dosage de l'humidité dans le maïs et l'emploi des rafles de maïs. M. Wiehe faute de temps n'a pu former partie du Comité, qui a terminé ses travaux. Il passe la parole à M. Lincoln qui donne lecture du Rapport du Comité. Copie de ce Rapport est annexé au présent procès-verbal.*

M. France Giraud attire l'attention sur une cause possible d'erreur importante de la méthode préconisée : celle de la décomposition de l'amidon en produits qui distilleraient et augmenteraient le volume du liquide recueilli.

M. L. Baissac demande si l'on a fait des dosages comparatifs par dessication à l'étuve et par déplacement de l'eau par l'huile. La réponse est négative, aucun laboratoire n'ayant encore d'appareil de distillation.

M. Lincoln dit que la méthode préconisée étant celle officiellement adoptée aux Etats-Unis et au Sud-Afrique, il est probable qu'elle aura été étudiée avec soins avant d'être recommandée.

Le Président dit que malgré tout la remarque de M. Giraud a sa valeur et il recommande que des essais comparatifs soient entrepris aussitôt que possible.

M. Antoine Vinson dit que M. Bauristhène a accepté de faire un dessin détaillé de l'appareil Brown et Duvel et en fait circuler un exemplaire.

M. L. Baissac dit qu'il a obtenu la bienveillante coopération du Sugar Industry Reserve Fund pour couvrir le coût des " bleus " à être tirés et qu'un exemplaire sera adressé à chaque administrateur des propriétés avec usine, pour que l'on puisse construire des appareils conformes à celui des inventeurs de la méthode de dosage.

Il propose l'adoption du Rapport et l'emploi de la méthode recommandée, jusqu'à plus ample informé. Cette proposition secondée par A. Wiehe est adoptée à l'unanimité.

Le Président remercie M. Lincoln et les autres membres du Comité pour leur action rapide et constructive. Il remet le Rapport à M. Bathfield, président du Comité Central des Administrateurs, qui remercie.

M. Bathfield invite le Président et M. R. Lincoln à assister à la réunion du Comité Central des Administrateurs, qui doit avoir lieu lundi le 22 courant, à laquelle le Rapport sera présenté.

M. L. Baissac développe sa motion sur la nécessité d'adopter et d'appliquer une méthode uniforme de contrôle chimique pour toutes les sucreries de la colonie. Il propose qu'un Comité soit constitué pour étudier les recommandations faites par la Société Internationale des Technologistes de Sucrerie de Cannes, parues en une brochure récemment éditée par le Dr. F. W. Zerban, président du Comité Spécial pour l'uni-

* Voir page 72

fication des méthodes de contrôle. Il fait un bref historique du point de départ de l'étude faite sous la présidence du Dr. Zerban et rappelle qu'il a formé partie de ce Comité Spécial comme représentant de la Colonie ; il dit que les recommandations du Comité qui sont d'ordre général ne pourraient être adoptées intégralement ici, étant donné certaines conditions d'ordre spécifique, d'où la nécessité d'une étude des recommandations à la lumière de ces conditions. Il est inutile d'insister davantage sur l'importance de l'emploi de méthodes uniformes de contrôle dans toutes nos sucreries et celle de faire voir les résultats tels qu'ils sont et non pas tels que l'on voudrait qu'ils fussent. Depuis la nouvelle législation concernant le règlement des cannes de planteurs selon leur teneur en saccharose, cela est devenu impératif.

Le Président propose qu'un Comité Général composé de tous les chimistes, administrateurs et chefs d'usine appartenant à la Société soit constitué. Ce Comité général nommerait des sous comités pour la mise au point des différentes phases du contrôle.

Cette proposition est adoptée à l'unanimité et la séance est levée à 14.30 h.

Louis BAISSAC,
Secrétaire.

O. D'HOTMAN DE VILLIERS,
Président.

CHAMBRE D'AGRICULTURE

Réunion tenue à la Chambre d'Agriculture le 3 Février 1943, afin d'examiner le projet de distribution et de vente des denrées alimentaires, présenté par Mr. A. E. Noël, Controler of Supplies.

Présents : Hon. Ph. Raffray, K.C., C.B.E., Président de la Chambre d'Agriculture,
Hon. Sir Jules Leclézio, K.B.E., 1er Vice-Président,
Mr. P. G. A. Anthony, 2ème Vice-Président,
Hon. Tristan Mallac,
Hon. G. E. Bodkin, C.B.E , Directeur de l'Agriculture,
Mr. André Espitalier Noël, Controller of Supplies,

et MM. Craig, Ch. Bathfield, Th. de Ravel, H. Le Merle, G. Mancini, P. d'Unienville, H. d'Argent, G. L. de Froberville, C. Blake, G. Wiehe, H. M. d'Unienville, M. Régnaud, R. Desvaux de Marigny, P. Bathfield, R Nicolin, A. Carles, P. Langlois, C. Noël, L. Robert, G. Lenoir, L. de Chazal, G. R. Park, R. Lagesse, A. Bax, L. Leclézio, P. Robert, R. Lemaire, M. Carles, R. Piat, C. Dalais, B. Gujadhur, O. Bouchet.

L'Hon. Raffray dit que les Administrateurs vont être fatigués de l'entendre, mais il doit prendre la parole afin de rechercher encore une fois leur collaboration.

Lorsque Mr. A. E. Noël a demandé à la Chambre d'Agriculture de l'aider dans son plan pour la distribution des denrées alimentaires, la Chambre a réuni le Comité Central des Administrateurs, et lui a exposé la situation difficile où l'on se trouvait quant au problème de nourrir la population de l'Ile, et combien l'aide des propriétés était nécessaire pour mener à bien la récolte des denrées et leur distribution sur le marché. Le Comité Central réalisant le mauvais pas qu'il s'agit de franchir a promis la collaboration des Administrateurs. Mr. Raffray et ses collègues ont considéré que seuls ces derniers pouvaient apporter au Gouvernement une aide effective, car ils sont seuls à disposer d'un personnel permettant le remplacement immédiat d'un employé qui se trouverait inopinément empêché de s'occuper de cette question de distribution, question tellement importante et vitale.

Le Bureau de la Chambre a aussi pensé que les Administrateurs avaient si bien fait jusqu'ici, qu'ils seraient à même de mener à bien cette nouvelle tâche, quoiqu'elle doive leur causer un surcroît de besogne.

Le plan de Mr. Noël montre que le problème n'est pas facile, mais le Bureau de la Chambre a confiance que tous les Administrateurs feront de

leur mieux pour aider, en hommes de bonne volonté, à la réalisation de ce plan, en esprit sinon à la lettre.

Après avoir attiré l'attention des Administrateurs sur le fait que toutes dépenses extraordinaires occasionnées par le plan seraient remboursées par le Gouvernement, Mr. Raffray invite Mr. A. E. Noël à causer avec les Administrateurs.

Mr. A. E. Noël se déclare prêt à répondre à toutes questions.

MM. Claude Noël et Robert Lagesse demandent si les propriétés n'auront pas le droit d'utiliser, pour la nourriture des animaux, partie des denrées produites par ces propriétés sans autorisation préalable du Controller of Supplies.

Mr. A. E. Noël répond qu'il est mieux que le Gouvernement achète la totalité des denrées produites. Que les propriétés lui fassent connaître ce dont elles ont besoin pour leurs animaux : alors il acceptera ou refusera de leur allouer une certaine quantité de denrées. Les Administrateurs doivent comprendre que les besoins de la population priment ceux des bestiaux. Et la situation est plus que sérieuse, car à la fin de Mars, non seulement il n'y aura pas de riz mais la farine aussi fera défaut.

A une question de Mr. Loïs Robert, l'Hon. Raffray répond que depuis longtemps toutes les représentations ont été faites au Gouvernement pour que l'on importe tout ce que l'on pourrait en fait de denrées.

Sir Jules Leclézio prend alors la parole et dit que le Gouvernement a fait le vert et le sec pour importer le plus de denrées possible. La situation, que l'Hon. Raffray et Mr. A. E. Noël ont décrite comme " sérieuse " et " difficile ", lui, la qualifiera de " tragique ". La question de frêt ne peut être facilement résolue. Et nous ne devons pas perdre de vue qu'en s'occupant de la production et de la distribution des denrées, notre but est non seulement d'aider la personne morale qu'on appelle le " Gouvernement ", mais surtout de nous protéger nous-mêmes en assurant à la population sa subsistance, et par là en maintenant l'ordre dans la Colonie. Nous ne devons pas désespérer : s'il y avait un cyclone, la Métropole mettrait tout en œuvre pour nous secourir, mais présentement nous ne devons rien négliger pour ne dépendre que de nous-mêmes et franchir le mauvais pas que nous avons devant nous. Le devoir de tout un chacun est de mettre du sien pour produire le plus possible, en vue de nourrir la population.

On passe ensuite à l'examen de la 2ème partie du plan de Mr. A. E. Noël.

Mr. Lucien de Chazal dit que les employés sur qui l'on peut se reposer sont très difficiles à trouver, et demande si, vu la présente situation, l'on ne pourrait libérer un certain nombre de la M.T.F.

L'Hon. Raffray répond qu'il croit la chose impossible d'après les renseignements qu'il a pu avoir.

Mr. A. E. Noël fait un résumé de son plan, au cours duquel les points suivants sont soulevés par les Administrateurs :

(1) Les Administrateurs préconisent que ce soit aux planteurs à transporter leurs denrées aux principaux dépôts, et non à la propriété ; et, au cas où le planteur ne le ferait pas, qu'il soit permis à la propriété de faire ce transport aux frais du planteur. *Mr. A. E. Noël* promet d'étudier ce point, et pense qu'il lui sera possible de donner satisfaction aux Administrateurs.

(2) *Mr. L. de Chazal* demande que les Administrateurs aient le droit de rejeter des denrées jugées non comestibles. Après échange de vues, Mr. Noël dit que ce droit sera accordé aux Administrateurs.

(3) Au sujet de gonys, répondant à une question, Mr. A. E. Noël dit que les détaillants devront retourner aux usiniers les gonys ayant servi au transport des denrées.

Mr. Robert Lagesse exprime l'opinion que le plan du Controller of Supplies, à part quelques modifications qui ont été signalées, doit être essayé. Cette opinion rencontre l'approbation quasi unanime des Administrateurs.

L'Hon. Bodkin dit que les Administrateurs doivent étudier tout de suite avec attention et en détails tout le mécanisme du plan afin d'être à même de l'exécuter sans à-coups.

Mr. André Carles dit que, pour sa part, il ne peut s'engager à exécuter le plan du Controller of Supplies : il estime que c'est aux propriétaires de dire si leur administrateur doit entreprendre une telle tâche.

L'Hon. Raffray regrette que Mr. Carles n'ait pas consulté ses employeurs avant la réunion et espère qu'il fera connaître son adhésion le plus tôt possible. L'Hon. Raffray demande ensuite aux Administrateurs de faire connaître au Controller of Supplies dans le plus bref délai le nombre de dépôts qu'ils estiment nécessaires dans leur localité respective. Il est certain, dit-il, que la pratique fera surgir de nouveaux points qu'il faudra solutionner. Mais il faut se mettre à l'œuvre : présentement la récolte à distribuer est relativement petite, et servira d'expérience pour le maniement de la plus importante récolte que l'on fera en Mai prochain.

Mr. Raffray remercie les Administrateurs de leurs efforts et est sûr qu'ils mettront tout leur cœur à résoudre cet important problème de la distribution des denrées.

Mr. Paul Langlois déplore, qu'alors que l'on manque de main-d'œuvre, il faille employer tant d'hommes comme gardiens pour empêcher des vols de denrées.

L'Hon. Raffray dit que sa situation est parfois rendue difficile par les Administrateurs eux-mêmes ; ils demandent avec insistance à la Chambre d'user de son influence pour faire édicter de sévères punitions pour des vols de denrées, et trop souvent, lorsqu'un coupable est traduit en justice, c'est la propriété elle-même qui fait demander au magistrat de gracier le prévenu ; et l'Hon. Raffray raconte qu'il a été témoin de ce qu'il vient d'avancer à une cour de district où le cas s'est produit pour trois propriétés différentes.

Mr. Georges Wiehe se demande s'il ne serait pas opportun d'empêcher la replantation de champs de cannes qui normalement n'auraient pas été replantés avant 2 ou 3 ans.

L'Hon. Raffray lui répond que la question sera envisagée s'il y a lieu, mais qu'il est personnellement d'opinion qu'elle se solutionnera d'elle-même.

La séance est levée.

STATISTIQUES

10. PLUVIOMÉTRIE & TEMPÉRATURE

Pluviométrie (Pouces)

Localités / Mois	Nord							Centre					
	Grand Baie	Pamplemousses	Pamplemousses (Normale)	Abercrombie	Abercrombie (Normale)	Ruisseau Rose	Belle Vue Maurel	Beau Bois (Moka)	Helvétia	Réduit	Réduit (Normale)	Curepipe*	Curepipe (Normale)†
Jan. 1943 ...	9.88	9.20	9.56	10.22	8.88	8.78	12.82	—	18.05	9.13	10.32	17.49	16.33
Fev. „ ...	4.08	4.67	8.74	4.16	7.17	6.12	3.00	7.97	10.11	6.09	10.95	12.18	17.23

Localités / Mois	Est				Ouest					Sud			
	Centre de Flacq	Camp de Masque	Palmar	G.R.S.E.	Port-Louis	Case Noyale	Beau-Bassin	Beau-Bassin (Normale)	Richelieu	Rose Belle	Riche-en-Eau	Camp Diable	Chemin Grenier
Jan. 1943 ...	18.77	19.14	7.61	16.80	8.22	9.71	8.11	6.71	7.00	17.37	17.13	24.27	18.94
Fev. „ ...	4.67	8.08	2.57	2.84	4.57	5.46	4.10	7.97	4.25	12.64	8.61	6.96	8.85

Température °C

Localités	Abercrombie		Beau-Bassin		Réduit			
Mois	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Moy.	Nor.
Jav. 1943 ...	31.1	23.4	29.8	22.0	27.8	22.0	24.6	24.1
Fev. „ ...	30.7	23.2	29.6	21.2	27.2	21.5	23.9	24.3

* Collège Royal. † Jardin Botanique.

20. Final Compilation of the 1942 Sugar Crop.

(*Unit* : 1 *thousand metric tons*)

Districts	1942	1941	1940	1939	1938	1937
Pamplemousses & Riv. du Rempart ...	73.60	81.19	66.65	42.18	76.60	82.65
Flacq	51.53	50.58	51.67	34.74	50.09	48.16
Moka	40.42	37.90	37.83	29.65	42.08	37.72
Plaines Wilhems ...	23.92	25.09	24.09	17.81	24.24	22.49
Black River	15.07	17.42	13.84	9.75	13.36	13.81
Savanne	61.36	54.40	58.16	47.63	55.49	51.76
Grand Port	64.98	57.10	64.01	47.70	59.45	57.23
Total	330.88	323.68	316.25	229.46	321.31	313.82

The total cane ground was 2,802,393 metric tons and the average extraction of sugar per cent of cane worked out to 11.81.

The grades of sugar produced were as follows :—

Raws ...	265,945	met : tons or	80.4 %	of total
Vesous ...	64,396	„ „ „	19.5 %	„
Lows ...	543	„ „ „	0.1 %	„
Total ...	330,884		100.0	

(S) M. KŒNIG,

15th April 1943. *Statistician.*

30. COST OF LIVING

Index Numbers for the quarter ending 15th. March, 1943.
(Prices given are the means of highest and lowest).

ARTICLES	Prices in 1914	Prices in Oct. to Dec 1942	Prices in Jan. to Mch. 1943	Index Nos. Jan. to Mch. 1942	Average Index Nos.	Adopted weight	Weighted Index Nos.
	Rs.	Rs.	Rs.				
Rice, good quality, per 75 Kgs.	16.00	31.50	25.00	156	156	.15	23.4
„ ration, „ „ „	12.25	18.50	none	...			
Dholl, Urhur, „ „ „	16.60	34.50	31.25	188	181	.01	1.8
„ ration, „ „ „	12.70	26.50	22.25	175			
Lentil, red, „ „ „	16.90	28.50	27.25	161	179	.01	1.8
„ black, „ „ „	12.70	26.50	25.00	197			
Beans, „ „ „	16.00	42.50	42.00	263	263	.01	2.6
Flour, Australian, „ „ „	9.75	16.50	16.25	166	166	.03	5.0
„ Indian, „ „ „	9.20	none	none	...			
Milk, per litre, ...	0.12	0.18	0.18	150	150	.07	10.5
Oil, olive, per 12 litres, ...	30.00	39.00	39.00	130	119	.01	1.2
„ pistachio, per 50 kilos, ...	36.30	39.50	39.50	109			
Tea, per ½ kilo, ...	1.43	1.90	2.00	140	140	.02	2.8
Coffee, per 50 kilos, ...	46.20	50.00	52.50	114	114	.01	1.1
Salt beef, per 150 kilos, ...	132.00	187.50	200.00	152	152	.01	1.5
Salt pork, per 100 kilos ...	93.50	195.00	200.00	214	214	.01	2.1
Butter, per ½ kilo, ...	1.25	1.45	1.45	116	116	.03	3.5
Lard, Chinese, per 50 kilos,...	62.00	none	none	...	117	.03	3.5
„ European „ „ „ ...	75.00	†87.50	†87.50	117			
Fresh meat, per ½ kilo, ...	0.36	0.78	0.78	217	217	.17	36.9
CLOTHING							
Shirts, per dozen, ...	18.56	26.00	33.00	178			
Boots, per pair, ...	9.00	16.00	18.25	203			
Hats, felt, each	4.50	12.00	12.00	289			
Serge, per metre, ...	8.00	9.58	10.33	135	281	.43	120.8
Calico „ „	0.22	0.35	0.96	436			
Prints, „ „	0.32	0.92	0.96	300			
Moleskine, „	0.33	1.42	1.54	467			
Regatta „ „	0.31	0.75	0.75	242			
						1.00	218.5

† South American.

18th March, 1943.

(Sgd.) M. KŒNIG,
Statistician.
Department of Agriculture.

40. MARCHÉ DES GRAINS ET ENGRAIS. Jan.-Fév./43

Grains

Riz Patna	75 kilos	... Rs.	25.03 — 25.55
Lentille	75 „	... „	25.65 — 25.85
Farine	par balle	... „	15.06

Engrais

Sulfate d'Ammoniaque	Rs.	245.90 / tonne
Nitrate de Soude	„	259.60 / „
Salpêtre de l'Inde	„	450.00 / „
Nitrate de Potasse du Chili	„	295.00 / „
Phosphate précipité	„	350.00 / „
Guano phosphaté	„	75.00 / ”